

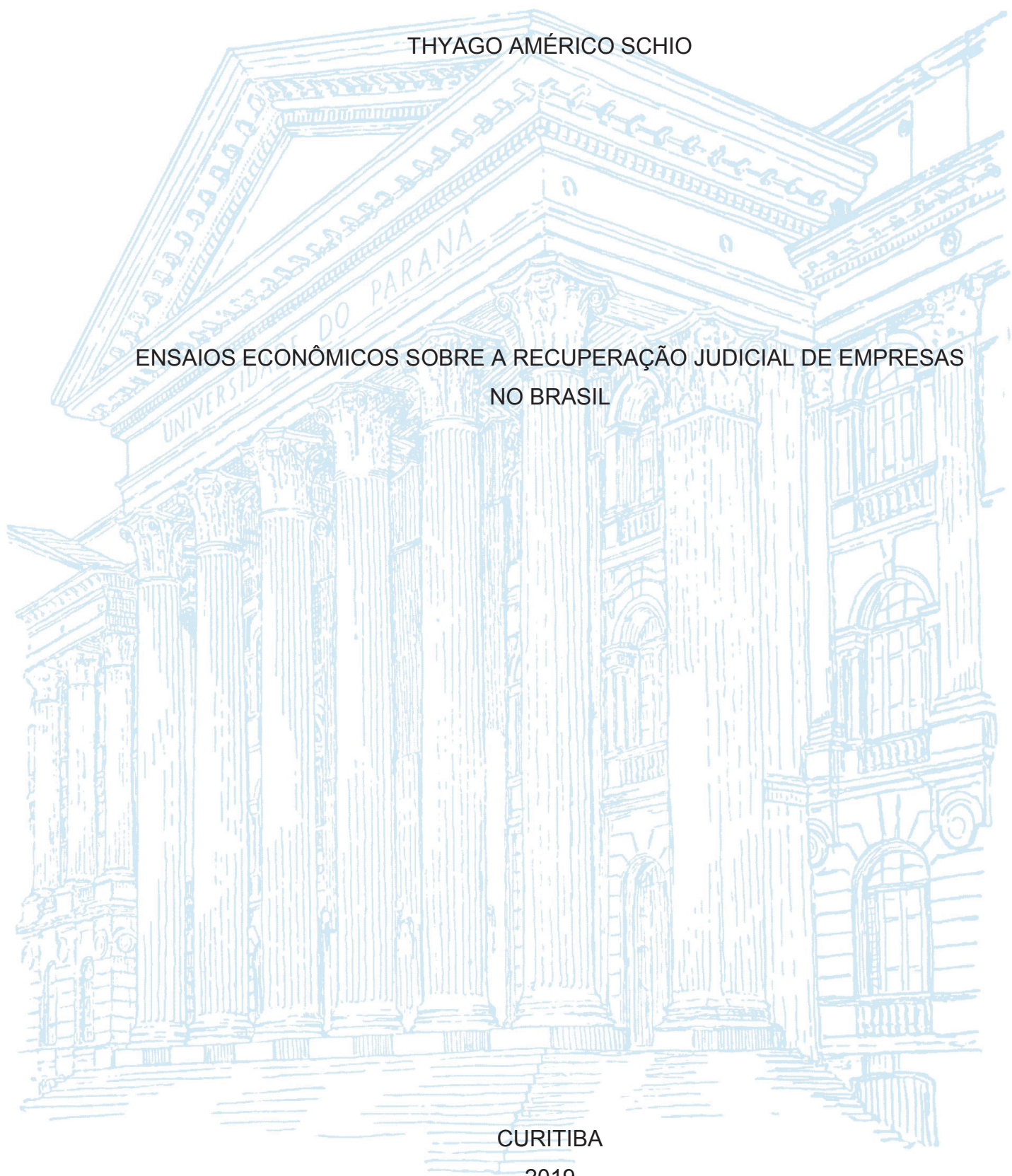
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

THYAGO AMÉRICO SCHIO

ENSAIOS ECONÔMICOS SOBRE A RECUPERAÇÃO JUDICIAL DE EMPRESAS
NO BRASIL

CURITIBA

2019



THYAGO AMÉRICO SCHIO

ENSAIOS ECONÔMICOS SOBRE A RECUPERAÇÃO JUDICIAL DE EMPRESAS
NO BRASIL

Tese apresentada ao curso de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Desenvolvimento Econômico.

Orientador: Prof. Dr. Armando Vaz Sampaio.

CURITIBA

2019

FICHA CATALOGRÁFICA ELABORADA PELA BIBLIOTECA DE CIÊNCIAS SOCIAIS
APLICADAS – SIBI/UFPR COM DADOS FORNECIDOS PELO(A) AUTOR(A)
Bibliotecário: Eduardo Silveira – CRB 9/1921

Schio, Thyago Américo
Ensaio econômico sobre a recuperação judicial de empresas no
Brasil / Thyago Américo Schio. – 2019.
80 p.

Tese (doutorado) – Universidade Federal do Paraná. Programa
de Pós-Graduação em Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento
Econômico.

Orientador: Armando Vaz Sampaio.

Defesa: Curitiba, 2019.

1. Falência. 2. Macroeconomia. I. Universidade Federal do Paraná.
Setor de Ciências Sociais Aplicadas. Programa de Pós-Graduação em
Desenvolvimento Econômico. II. Sampaio, Armando Vaz. III. Título.

CDD 346.81078



MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
SETOR DE CIÊNCIAS SOCIAIS E APLICADAS
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO DESENVOLVIMENTO
ECONÔMICO - 40001016024P0

TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação em DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da Tese de Doutorado de **THYAGO AMÉRICO SCHIO**, intitulada: **ENSAIOS ECONÔMICOS SOBRE A RECUPERAÇÃO JUDICIAL DE EMPRESAS NO BRASIL**, sob orientação do Prof. Dr. **ARMANDO VAZ SAMPAIO**, após terem inquirido o aluno e realizado a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua **APROVAÇÃO** no rito de defesa.

A outorga do título de Doutor está sujeita à homologação pelo colegiado, ao atendimento de todas as indicações e correções solicitadas pela banca e ao pleno atendimento das demandas regimentais do Programa de Pós-Graduação.

Curitiba, 05 de Dezembro de 2019.

ARMANDO VAZ SAMPAIO
Presidente da Banca Examinadora

PAULO DE ANDRADE JACINTO
Avaliador Interno (UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ)

JORGE EDUARDO SCARPIN
Avaliador Externo (UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ)

MAURICIO VAZ LOBO BITTENCOURT
Avaliador Interno (UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ)

WEIMAR FREIRE DA ROCHA JUNIOR
Avaliador Externo (UNIVERSIDADE DO OESTE DO PARANÁ)

AGRADECIMENTOS

A Deus, por todas as graças que me foram concedidas.

Aos meus pais, pelo apoio e incentivo em todas as circunstâncias.

Ao governo Federal, por possibilitar o privilégio de realizar doutoramento em Universidade Pública e de elevada qualidade.

Ao Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da UFPR, pela oportunidade.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Armando Vaz Sampaio, pela dedicação e paciência.

A todos os professores que eu já tive, em especial aos professores Jefferson Andronio Ramundo Staduto (Unioeste/Toledo), Adelson Martins Figueiredo (UFSCar/Sorocaba), Eduardo Angeli (UFPR) e Armando Vaz Sampaio (UFPR), por sempre me incentivarem e auxiliarem no meu aperfeiçoamento intelectual e profissional.

Aos colegas do PPGDE, em especial Auberth Venson, Caio Lopes, Gabriel Schühli, Lucas Casonato e Luis Gustavo.

RESUMO

Esta tese tem como finalidade encadear três ensaios independentes que tratam da recuperação judicial de empresas no Brasil. No primeiro ensaio é feita uma introdução do assunto, buscando responder a seguinte questão: para o caso brasileiro, porte empresarial e conjuntura macroeconômica impactam na probabilidade de aprovação das recuperações judiciais? Os resultados encontrados demonstram que porte empresarial e conjuntura macroeconômica possuem relevância no contexto das recuperações judiciais, pois influenciam o processo decisório quando da votação dos planos de recuperação judicial. Já o segundo ensaio aprofunda o debate sobre o tema da recuperação judicial de empresas no Brasil, buscando evidências da relação existente entre macroeconomia e os pedidos de recuperação judicial. Especificamente, a seguinte questão norteia o trabalho: como as condições macroeconômicas e a estabilidade macroeconômica impactam nos pedidos de recuperação judicial? Os resultados evidenciam a necessidade de se compreender o evento da insolvência empresarial para se estudar o fenômeno da recuperação judicial, ponderando-se a relevância das condições macroeconômicas. Por fim, no terceiro ensaio se investiga o fenômeno da insolvência empresarial no Brasil, identificando fatores chaves que explicam o processo de insolvência das empresas não financeiras brasileiras. A seguinte questão norteia o trabalho: quais são as variáveis relevantes para prever o risco de insolvência de empresas não financeiras no Brasil? Para tanto, foram desenvolvidos dois modelos empíricos para previsão da insolvência, sendo um modelo de Cox e um modelo logístico. Como resultados, constatou-se a superioridade do modelo logístico enquanto método preditor, modelo este que se alicerçou em indicadores de liquidez, de rentabilidade, de endividamento e de rotatividade no processo de previsão da insolvência de empresas não financeiras.

Palavras-chave: Recuperação judicial. Bancarrota. Insolvência.

ABSTRACT

This thesis aims to link three independent essays that concerns judicial reorganization of companies in Brazil. In the first paper the subject is introduced. The study aims to answer the following question: for the Brazilian case, does business size and macroeconomic conjuncture impact the probability of approval of judicial recoveries? The results demonstrate that business size and macroeconomic situation are relevant in the context of judicial reorganizations, as they influence the decision process when voting on judicial recovery plans. The second essay deepens the debate on the topic of judicial reorganization in Brazil, seeking evidence of the relationship between macroeconomics and requests for judicial reorganization. The following question is made: How do macroeconomic conditions and macroeconomic stability impact requests for judicial reorganization? The results highlight the need to consider the business insolvency to study the phenomenon of judicial reorganization, considering the relevance of macroeconomic conditions. The third essay studies the phenomenon of corporate insolvency in Brazil, identifying key factors that explain the insolvency process of Brazilian non-financial corporations. The following question is made: For the Brazilian case, which variables are relevant to predict the insolvency risk of non-financial companies? To do so, two empirical models were developed, one Cox model and one logistic model. As results, the superiority of the logistic model as a predictor method was verified, which model was based on indicators of liquidity, profitability, indebtedness and turnover in the process of forecasting insolvency of non-financial companies.

Keywords: Judicial reorganization. Bankruptcy. Insolvency.

SUMÁRIO

APROVAÇÃO DA RECUPERAÇÃO JUDICIAL NO BRASIL E PORTE EMPRESARIAL: UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA O PERÍODO DE 2006 A 2017 .9

1)	INTRODUÇÃO.....	9
2)	RECUPERAÇÃO JUDICIAL NO BRASIL CONFORME PORTE EMPRESARIAL: UMA BREVE ANÁLISE.....	12
3)	METODOLOGIA E FONTE DE DADOS.....	16
4)	RESULTADOS	21
5)	CONCLUSÃO	26
	REFERÊNCIAS.....	28
	ANEXOS	30

REESTRUTURAÇÕES DE EMPRESAS E DE DÍVIDAS POR MEIO DE LEIS DE RECUPERAÇÃO JUDICIAL: UMA ABORDAGEM MACROECONÔMICA.....31

1)	INTRODUÇÃO.....	31
2)	QUADRO ECONÔMICO E PEDIDOS DE RECUPERAÇÃO JUDICIAL: ANOS 2006 A 2018.....	35
3)	AS DEMANDAS POR RECUPERAÇÃO JUDICIAL DADO O QUADRO MACROECONÔMICO: POR QUE O TEMPO IMPORTA?	37
4)	METODOLOGIA E FONTE DE DADOS.....	41
5)	RESULTADOS	44
6)	CONCLUSÃO.....	52
	REFERÊNCIAS.....	54
	ANEXOS	55

PREVISÃO DE INSOLVÊNCIA DE EMPRESAS NÃO FINANCEIRAS NO BRASIL: UM ESTUDO PARA OS ANOS DE 2013 A 2018.....57

1)	INTRODUÇÃO.....	57
2)	REVISÃO DA LITERATURA	60
3)	METODOLOGIA E FONTE DE DADOS.....	64
4)	RESULTADOS	70
5)	CONCLUSÃO	76
	REFERÊNCIAS.....	78
	ANEXOS	80

APROVAÇÃO DA RECUPERAÇÃO JUDICIAL NO BRASIL E PORTE EMPRESARIAL: UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA O PERÍODO DE 2006 A 2017

Resumo: O presente artigo foi desenvolvido para responder à seguinte questão: para o caso brasileiro, porte empresarial e conjuntura macroeconômica impactam na probabilidade de aprovação das recuperações judiciais? Para tanto, um modelo logístico foi estimado com base nos dados recuperações judiciais ocorridas no Brasil entre janeiro de 2006 a junho 2017. Os resultados obtidos pela pesquisa demonstram que porte empresarial e conjuntura macroeconômica possuem relevância no contexto das recuperações judiciais, pois influenciam o processo decisório quando da votação dos planos de recuperação judicial.

Palavras-chave: recuperação judicial; bancarrota;

JEL: G33; K0; K12

1) INTRODUÇÃO

De acordo com Aghion, Hart e Moore (1994), as empresas criam dívidas por várias razões. Por exemplo: almejam redução de impostos; buscam reduzir as restrições orçamentárias; ou ainda enxergam perspectivas futuras e oportunidades de investimentos. Independente da razão, frequentemente surgem circunstâncias inesperadas nas quais essas empresas não conseguem honrar suas dívidas.

Nesse quadro, quando as empresas não conseguem honrar suas dívidas e não conseguem se recuperar naturalmente, surgem às opções da recuperação (ou reorganização) empresarial ou da falência, ambas por meio dos tribunais. As leis falimentares/recuperacionais¹ dizem respeito ao que deve acontecer quando as empresas estão nessa situação e recorrem aos tribunais (AGHION, HART E MOORE, 1994).

A lei nº 11.101/2005 é a lei brasileira que regula a recuperação judicial, extrajudicial e a falência do empresário e da sociedade empresária. Acerca desta lei, esclareceu Penteado (2007) que a falência e a recuperação judicial são procedimentos com finalidades distintas. A falência visa liquidar o patrimônio do

¹ Também denominadas de leis de insolvência.

devedor, e a recuperação judicial tem por finalidade viabilizar a superação de sua crise econômico-financeira, mantendo a empresa em operação.

Tratando da recuperação judicial, Patrocínio (2012) argumentou que o processo recuperatório surgiu como meio para viabilizar a negociação coletiva entre credores de distintas classes² e a firma endividada e em crise, objetivando decidir se a empresa será reorganizada e seu passivo novado³, ou, alternativamente, se a falência será decretada e seu ativo liquidado. Ainda assim, quem toma essa decisão são os credores, organizados em assembleia geral, situação na qual votam um plano de reorganização apresentado pela própria empresa devedora.

Posto de outra forma, a recuperação judicial é definida como um instrumento legal que permite à devedora apresentar em juízo um plano para reestruturação da empresa e pagamento aos credores mediante renegociação das dívidas, de forma a manter a empresa em atividade e contornar a situação de crise econômico-financeira vivenciada⁴. Penteado (2007) e Barossi-Filho (2011) apresentam detalhadas análises da normativa recuperacional brasileira, sob a ótica do direito e da economia, respectivamente.

Para o caso brasileiro, os trabalhos elaborados que tratam da recuperação judicial focaram, em regra, em debater os impactos da nova lei sobre taxas de juros, oferta de crédito e investimentos. Nesse quadro, destacam-se Araujo e Funchal (2005), Araujo e Funchal (2006), Araujo e Funchal (2009), Villa Bôas (2010), Ferreira (2014) e Ponticelli e Alencar (2016).

Por sua vez, o processo de tomada de decisão quanto à aprovação da recuperação judicial tem sido negligenciado. Em síntese, até onde constatado pela revisão da literatura, não se verificou estudo elaborado para o Brasil que evidencie fatores explicativos do processo decisório de aprovação das recuperações judiciais.

² O art. 41 delimitou as classes de credores: I – titulares de créditos derivados da legislação do trabalho ou decorrentes de acidentes de trabalho; II – titulares de créditos com garantia real; III – titulares de créditos quirografários, com privilégio especial, com privilégio geral ou subordinados; IV – titulares de créditos enquadrados como microempresa ou empresa de pequeno porte.

³ Fazer novação de uma dívida significa converter essa dívida em outra, com novos termos, em vista de renegociação.

⁴ Objetivamente, o artigo nº 47 da lei explicita qual é a finalidade da recuperação judicial: “Art. 47. A recuperação judicial tem por objetivo viabilizar a superação da situação de crise econômico-financeira do devedor, a fim de permitir a manutenção da fonte produtora, do emprego dos trabalhadores e dos interesses dos credores, promovendo, assim, a preservação da empresa, sua função social e o estímulo à atividade econômica”.

Em breve síntese, a principal questão que um credor se defronta quando da votação de um plano de recuperação judicial, sob sua ótica econômica é a seguinte: em qual circunstância minimizo o prejuízo sofrido? Aprovando a recuperação judicial e mantendo a empresa existente ou rejeitando esse plano e convolvendo esse pedido de recuperação judicial em falência? São as duas únicas opções disponíveis durante a votação de um plano de recuperação judicial: aprovar o plano apresentado e permitir a recuperação judicial, ou rejeitá-lo, resultando na falência da empresa.

Dessa forma, o credor deve considerar se esse plano de recuperação apresentado - em que há novação da dívida, com natural redução dos valores dos créditos e alongamento do prazo para pagamento da dívida – resulta em um *payoff* melhor do que a falência dessa empresa, com consequente leilão do patrimônio desse devedor falido para pagamento dos credores.

Trata-se, portanto de um problema de minimização de perda, em que a decisão acerca desse problema é externalizada na assembleia geral dos credores por cada credor votante. Por ser uma decisão econômica, fatores econômicos devem nortear o processo decisório. É nesse contexto que se enquadra esse estudo.

A partir dessas considerações, a presente pesquisa foi desenvolvida para preencher essa lacuna, apresentando evidências empíricas para o caso brasileiro de fatores econômicos que impactam no processo decisório dos credores. Essa é a contribuição proposta na pesquisa. Em âmbito internacional, Schuermann (2006) afirma a partir de evidências empíricas que porte empresarial não se constitui variável relevante para explicar as perdas dos credores, tendo em vista que as perdas relativas sofridas são invariantes ao tamanho das empresas. Por sua vez, Altman, Resti e Sironi (2006), bem como Gupton (2006), asseveram a partir de evidências empíricas que o quadro econômico consiste em variável relevante de análise, posto que as perdas relativas sofridas são maiores em cenários de recessão econômica. Em outras palavras, os valores recuperáveis são maiores em cenários de crescimento econômico.

Isto posto, o presente artigo tem como objetivo responder a seguinte questão: para o caso brasileiro, porte empresarial e conjuntura macroeconômica impactam na probabilidade de aprovação das recuperações judiciais?

O presente artigo é dividido em cinco seções: posterior a esta introdução, apresenta-se uma análise das recuperações judiciais no Brasil dado o porte

empresarial. Em seguida, segue a fonte de dados e a metodologia. Então, os resultados. Por fim, apresenta-se a conclusão deste trabalho.

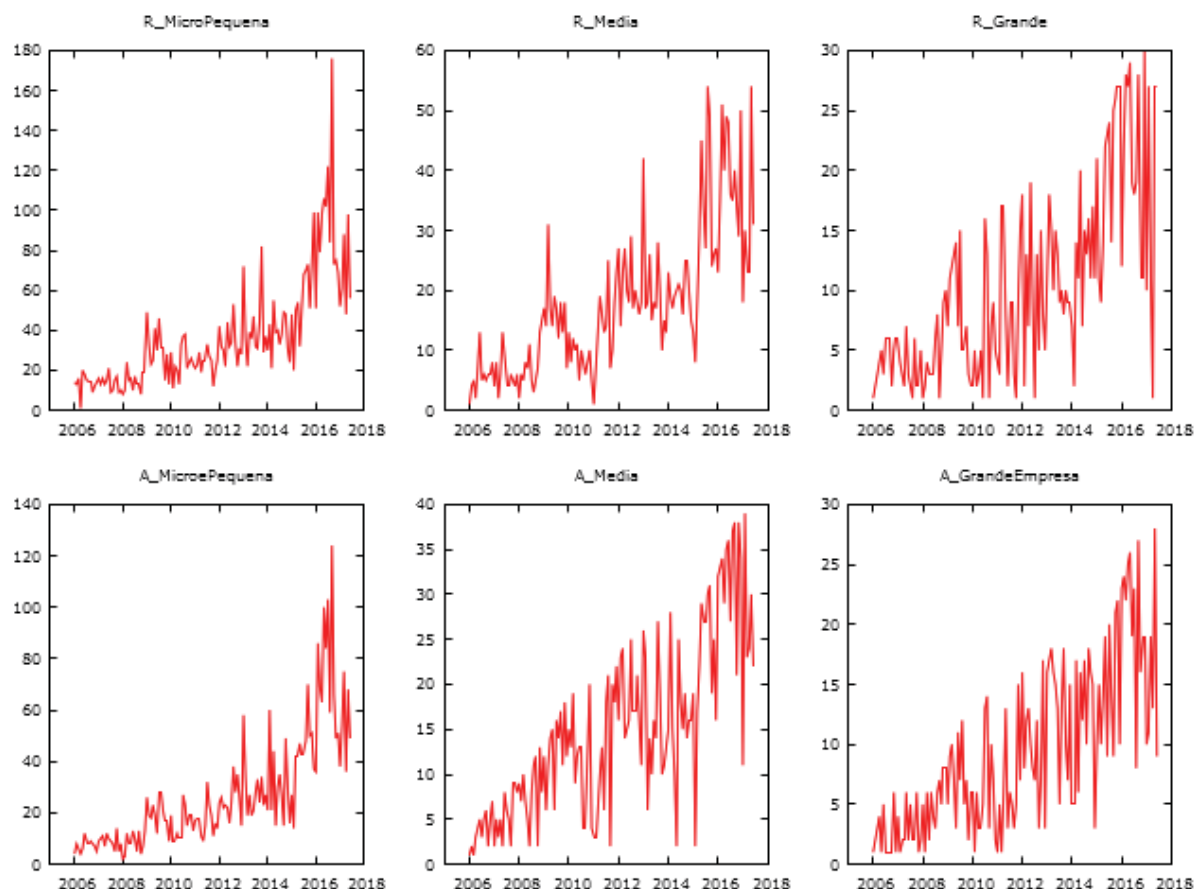
2) RECUPERAÇÃO JUDICIAL NO BRASIL CONFORME PORTE EMPRESARIAL: UMA BREVE ANÁLISE

Essa seção descreve as principais características acerca do panorama das recuperações judiciais no Brasil dado o porte das empresas requerentes, no período de janeiro de 2006 a junho de 2017.

As empresas requerentes são classificadas em três grupos, dado o porte empresarial: 1) micro e pequeno empresas, formada por empresas cujo faturamento anual é inferior a quatro milhões de reais; 2) empresas de médio porte, com faturamento superior a quatro milhões de reais e inferior a cinquenta milhões de reais no ano; 3) empresas de grande porte, as quais possuem faturamento superior a cinquenta milhões de reais no ano. Trata-se da definição apresentada pelo Serasa Experian, sendo esta a fonte primária dos dados. O levantamento desses dados é feito em periodicidade mensal para todo o território brasileiro de forma agregada, abrangendo os pedidos de recuperação judicial e as aprovações de recuperação judicial.

A figura 1 apresenta a evolução dos pedidos de recuperação judicial no Brasil por porte empresarial, bem como das aprovações desses pedidos, observando o período de 2006 a 2018.

FIGURA 1 – EVOLUÇÃO MENSAL DOS REQUERIMENTOS E DAS APROVAÇÕES DE RECUPERAÇÃO JUDICIAL NO BRASIL.



FONTE: Dados Serasa Experian. Elaboração do autor.

Obs: R = requerimento; A = aprovação.

Independente do porte empresarial se verifica que há elevada sazonalidade nos pedidos de recuperação judicial, bem como nas aprovações de recuperação judicial. Também se extrai desses dados que as empresas de pequeno porte são as maiores demandantes de recuperação judicial, seguidas pelas empresas de médio porte e por fim de grande porte. Esse resultado fica mais claro quando são analisadas algumas estatísticas descritivas das séries de requerimentos e aprovações de recuperações judiciais.

Como se extrai da tabela 1, no período estudado, a média mensal de pedidos de recuperação judicial foi de 36 pedidos para as empresas de pequeno porte, sendo 17 pedidos para as empresas de médio porte e 10 pedidos para as empresas de grande porte. O maior valor encontrado para as empresas de pequeno porte foi de 176 pedidos, evento ocorrido em setembro de 2016. Para as empresas de médio porte, o maior valor encontrado foi de 54 pedidos, evento ocorrido em

agosto de 2015 e também em maio de 2017. Por sua vez, as grandes empresas apresentaram em um único mês a maior quantidade de pedidos em julho de 2015, totalizando 40 pedidos.

Por sua vez, a média mensal de aprovações de recuperações judiciais foi de 26 pedidos para as empresas de pequeno porte, sendo 14 pedidos para as empresas de médio porte e 9 pedidos para as empresas de grande porte. O maior valor encontrado para as empresas de pequeno porte foi de 124 aprovações, evento ocorrido em setembro de 2016. Para as empresas de médio porte, o maior valor encontrado foi de 50 aprovações, evento ocorrido em maio de 2016. Por sua vez, as grandes empresas apresentaram em um único mês a maior quantidade de aprovações de recuperação judicial em outubro de 2015, totalizando 32 pedidos.

TABELA 1 – PRINCIPAIS ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DOS REQUERIMENTOS E DOS ACEITES DE RECUPERAÇÃO JUDICIAL NO BRASIL.

Variável	Média	Mediana	Mínimo	Máximo
Requerimentos MPE	36,4	29,5	1	176
Requerimentos média empresa	17,5	16	1	54
Requerimentos grande empresa	10,2	9	0	40
Aprovações MPE	26,4	19	1	124
Aprovações média empresa	14,7	14	0	50
Aprovações grande empresa	9,2	7	0	32

FONTE: Dados Serasa Experian. Elaboração do autor.

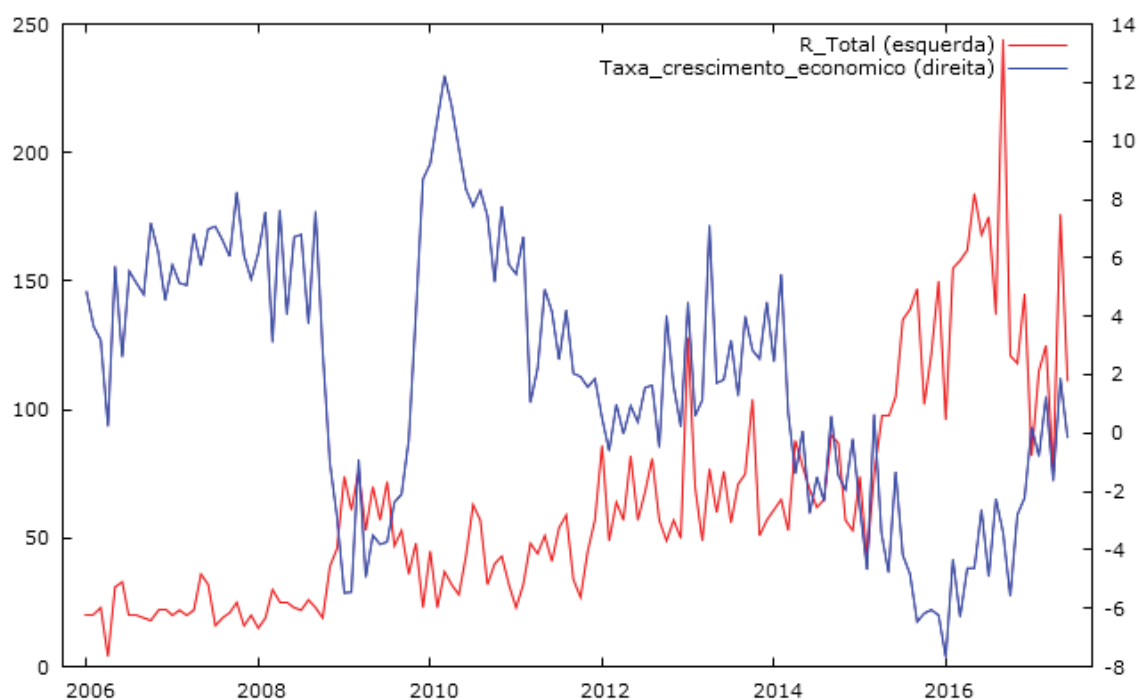
Não obstante, a figura 1 também retrata uma clara tendência de crescimento nos dados, especialmente a partir do ano de 2012, para os três segmentos de porte analisados.

Uma possível explicação para esse fenômeno da tendência de crescimento nos pedidos de recuperação judicial deriva do fato estilizado de que as flutuações econômicas e as recessões resultam em crescimento das recuperações judiciais de empresas. Nessa linha, argumentam Altman e Hotchkiss (2011) que em geral, as oscilações no ambiente macroeconômico, quando acompanhadas por um declínio geral na produção e um aumento no custo de capital, desencadeiam um processo

de difusão de crise no setor privado. As crises econômicas podem levar a insolvência em massa, tendo em vista que os agentes econômicos estão intimamente relacionados uns aos outros.

Como se verifica na figura 2, as evidências para o período de 2006 a 2017 estão em linha com esse fato estilizado, tendo em vista que os requerimentos mensais totais de recuperação judicial no Brasil apresentaram uma relação inversa com a taxa de crescimento econômico⁵ no mesmo período. A própria correlação entre as duas variáveis foi de -0,661, o que evidencia uma moderada correlação inversa entre os requerimentos de recuperação judicial e a taxa de crescimento econômico do país.

FIGURA 2 – EVOLUÇÃO MENSAL DOS REQUERIMENTOS DE RECUPERAÇÃO JUDICIAL NO BRASIL E DA TAXA DE CRESCIMENTO ECONÔMICO.



FONTE: Dados Serasa Experian e Banco Central do Brasil. Elaboração do autor.

⁵ Conforme dados mensais do índice IBC-BR (*proxy* do PIB mensal) divulgados pelo Banco Central do Brasil, observando a variação do índice no período de 12 meses.

3) METODOLOGIA E FONTE DE DADOS

A questão chave desta pesquisa consiste em responder o seguinte: para o caso brasileiro, porte empresarial e conjuntura macroeconômica impactam na probabilidade de aprovação das recuperações judiciais?

Para responder tal questão, o presente trabalho se alicerçou em um modelo logístico, com uma estrutura *pooled* de dados. Como exposto por Gujarati (2006), para formulação de modelos probabilísticos com variáveis binárias, três metodologias são difundidas: 1) modelo de probabilidade linear; 2) modelo logit; 3) modelo probit.

Diversos estudos já foram desenvolvidos a partir de modelos logísticos tratando de questões similares a deste estudo, como por exemplo, insolvência empresarial. Nesse sentido, citam-se trabalhos recentes como Jesus (2017) e Rezende et al. (2017). Outros estudos se destacaram com base nessa metodologia, como por exemplo, McFadden (1974), Costa (1995), Ribeiro e Marinho (2016), Moita e Lopes (2016), Bittencourt, Mattos e Borini (2018), bem como Liberman, Barbosa e Pires (2018).

A regressão logística representa os grupos de interesse como sendo uma variável binária com valores de 0 ou 1. Essa metodologia foi especificamente elaborada para previsão de probabilidade de ocorrência de determinado evento. Frisa-se que para definir a relação limitada de 0 e 1, a regressão logística emprega a curva logística para representar a relação entre as variáveis independentes e a variável dependente. Ainda, a natureza não linear da transformação logística requer a estimação seja realizada pelo método de máxima verossimilhança⁶, de modo a encontrar as estimativas mais prováveis para os coeficientes em análise. Em outras palavras, a regressão logística maximiza a probabilidade de certo evento ocorrer.

Diversas razões justificam o emprego do modelo logístico na presente pesquisa. Gujarati (2006) argumenta que a premissa de normalidade dos erros não se sustenta no caso de modelos de probabilidade linear, o que pode prejudicar inferências estatísticas. Não obstante, e distinguindo dos modelos logit e probit, o

⁶ A estimação dos parâmetros por mínimos quadros ordinários e por mínimos quadrados ponderados não se aplica ao caso. Ademais, é interessante que a probabilidade do evento ocorrer seja não linear, de modo que os valores das variáveis explicativas cresçam, a probabilidade possa convergir mais vagarosamente ao limite. Detalhamento acerca da metodologia logística e do método de estimação pode ser encontrado em Cameron e Trivedi (2005).

principal problema desta técnica deriva da impossibilidade de se satisfazer que a probabilidade condicional de ocorrência de um evento se restrinja ao intervalo entre zero e a unidade. Por outro lado, observou Maddala (1983), que diante de uma frequência desigual entre a ocorrência e não ocorrência de certo evento, o modelo logit é superior ao probit, pois a regressão logística é insensível ao não balanceamento na frequência amostral. Por sua vez, Hair et al. (2009) apontaram que o modelo logístico binomial é a técnica econométrica mais adequada quando se trabalha com uma variável dependente categórica e com diversas variáveis independentes categóricas. Não obstante, ainda elucidou Wooldridge (2010) que a estimação de máxima verossimilhança é baseada na distribuição de y dado x , de modo que a heterocedasticidade em $Var(y|x)$ é automaticamente considerada.

Nessa linha, salientaram Hair et al. (2009) que o problema de estimação da regressão logística reside na possibilidade de presença de multicolinearidade entre as variáveis exógenas. Dessa forma, necessária a verificação da presença de multicolinearidade quando empregado esse tipo de regressão. Por fim, por máxima verossimilhança e sob condições gerais, têm-se estimadores consistentes, assintoticamente normais e assintoticamente eficientes. Trata-se assim de fatores importantes para escolha da regressão logística ao estudo, especialmente ao se considerar a amostra estudada, a qual é composta de 8789 observações.

Por exemplo, modelando-se a questão de aprovar ou não um processo de recuperação judicial, a variável dependente é binária, sendo:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{se ocorrer a aprovação, com probabilidade } p \\ 0 & \text{se esta não ocorrer, com probabilidade } (1 - p) \end{cases}$$

Nesse caso, uma regressão por mínimos quadrados ordinários de y_i em x_i não impõe uma restrição à probabilidade de se limitar ao intervalo entre zero e a unidade. De acordo com Cameron e Trivedi (2005), um modelo mais apropriado consiste no modelo logístico, o qual especifica que:

$$p = \frac{e^{x'\beta}}{1 + e^{x'\beta}}$$

Garantindo assim a condição de que $0 < p < 1$. Frisa-se que o modelo logístico surge quando as variáveis explicativas são a função densidade acumulada da distribuição logística. Assim, a estimação por máxima verossimilhança apresenta a estimativa do parâmetro. Ainda mais, tendo-se obtido as estimativas dos

coeficientes da regressão, o efeito marginal para o modelo pode ser obtido por meio da seguinte equação:

$$\frac{p}{1-p} = e^{x'\beta}$$

Nesse caso, $p/(1-p)$ mensura a probabilidade de que $y = 1$ relativamente à probabilidade de que $y = 0$, e tal estimativa é também chamada de razão de chance⁷, ou também, risco relativo (CAMERON E TRIVEDI, 2005).

Trata-se de outra forma de análise de amplo uso quando empregadas regressões logísticas. Exemplificando para o presente caso, uma razão de chance de 2 significa que a razão de chance de aprovação da recuperação judicial de uma empresa de grande porte é o dobro da chance de aprovação da recuperação judicial de uma empresa de pequena porte.

A fonte dos dados sobre as recuperações judiciais consiste no Indicador Serasa Experian de Falências e Recuperações. No caso, este indicador considera o levantamento mensal do total de falências requeridas e decretadas, bem como do total de recuperações judiciais requeridas e aprovadas em todo o Brasil. A partir de 2005 as estatísticas mensais são segmentadas por porte da empresa.

Os requerimentos de recuperação judicial consistem nos pedidos de recuperação realizados nos tribunais. Sendo analisada em juízo a documentação prevista em lei e estando esta nos conformes, inicia-se o processamento da recuperação judicial, que implica na comunicação dos credores e na convocação para à assembleia geral dos credores. Por sua vez, a aprovação da recuperação judicial consiste na aprovação pelos credores do plano de recuperação votado em assembleia geral, conforme preceitua a lei⁸. Posterior a isto, ocorre à homologação do plano e da aprovação pelos credores, feita pelo magistrado. Dessa forma, é iniciada a execução do plano de recuperação empresarial.

A principal qualidade dos dados empregados no estudo consiste no fato do levantamento ser em nível nacional e mensal, dando robustez e abrangência à análise, contemplado assim o caso de todo o Brasil. Há informações mensais

⁷ Especificamente, a razão de chance é definida como a razão entre a chance de um evento ocorrer ($P(1)$) em um grupo e a chance de ocorrer em outro grupo ($P(0)$). Chance ou possibilidade é a probabilidade de ocorrência de um evento dividida pela probabilidade da não ocorrência do mesmo evento: $P(1)/P(0)$.

⁸ Nos termos da lei, a não aprovação do plano de recuperação judicial pelos credores implica automaticamente na convolação da recuperação judicial em falência.

precisas acerca dos pedidos de recuperação judicial e das aprovações de recuperação judicial, em ambas evidenciando o porte dessas empresas. Como limitações, esses dados não apresentam dados do *quantum* monetário dos pedidos, de quantos trabalhadores possuem as empresas, não há segmentação espacial, não há informações acerca da aplicação da regra do *cram down*⁹, dentre outros.

A fonte dos dados sobre PIB e taxas de juros é o Banco Central do Brasil. No caso, trata-se da *proxy* do PIB mensal brasileiro (índice IBC-BR), bem como da taxa efetiva de juros da SELIC. São variáveis que informam acerca da conjuntura macroeconômica do país, mais especificamente, sobre o nível de atividade econômica e sobre a taxa básica de juros dessa economia.

TABELA 2 – DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS E DOS DADOS DO MODELO EMPÍRICO.

Variável	Observação	Período	Fonte
Requerimentos RJ (<i>P</i>)	Cita porte empresarial, 8789 observações.	Jan/2006 a jun/2017	Serasa Experian
Aprovações RJ (<i>A</i>)	Cita porte empresarial, 6935 aprovações e 1854 rejeições.	Jan/2006 a jun/2017	Serasa Experian
Variação mensal da <i>Proxy</i> para PIB	Série BACEN 24364, com 8789 observações.	Jan/2006 a jun/2017	BACEN
Taxas de juros <i>Overnight</i> / SELIC	Série BACEN 11, com 8789 observações.	Jan/2006 a jun/2017	BACEN

FONTE: Elaboração do autor.

De forma que a representação da equação a ser estimada consiste em:

$$A_i = \alpha + \beta_1 P_1 + \beta_2 P_2 + \beta_3 PIB + \beta_4 SELIC + \mu_i$$

Sendo P_1 o requerimento de pequeno porte e P_2 o requerimento de médio porte, omitindo-se os requerimentos de grande porte na equação logística.

Como demonstrado, o período de análise ocorre entre janeiro de 2006 a junho de 2017. Este período já contempla a vigência da lei nº 11.101/2005 e possui todas as informações e segmentações necessárias para à questão proposta.

De acordo com Hair et al. (2009), em uma regressão logística, o tamanho adequado da amostra para cada variável exógena é de ao menos dez observações.

⁹ Conforme preceitua o artigo 58 da lei.

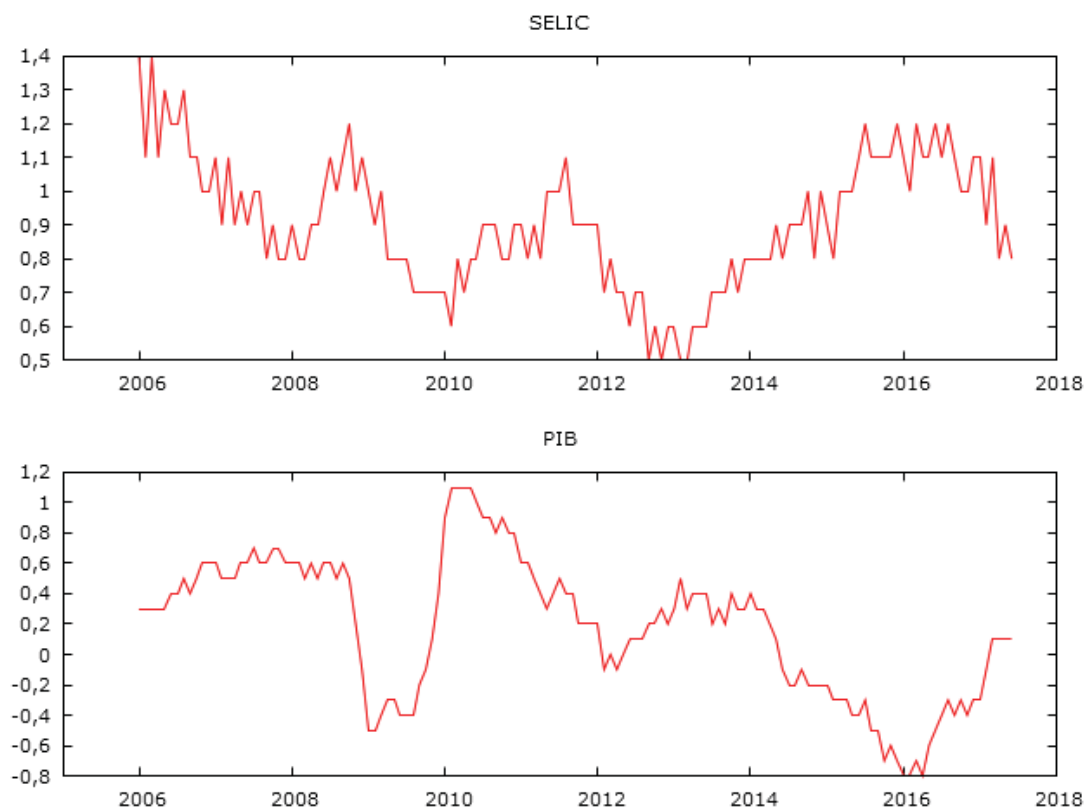
No presente trabalho, tem-se $T = 8789$, considerando a estrutura *pooled* dos dados. Por tal razão, a exigência requerida de ao menos dez observações para cada variável exógena é substancialmente extrapolada no estudo.

Na seção 2 foram discutidas as variáveis de requerimento e aprovação de recuperações judiciais dado o porte empresarial. Na figura 3 abaixo, apresentam-se as séries desta pesquisa atreladas à conjuntura macroeconômica, abordando a SELIC mensal e a variação mensal da *proxy* do PIB.

Em primeiro lugar, observa-se que a série SELIC flutuou bastante no período estudado, apresentando tendência decrescente entre 2006 a 2008, com elevações até o fim deste ano, para então ocorrer novas quedas até 2010. Então, houve nova inflexão, com elevações até meados de 2011. Ocorreu novo processo de queda, sendo a tendência só revertida no início de 2013, com novas elevações até meados de 2016, para por fim, ocorrer nova inflexão. Ao longo de todo o período analisado, a média da taxa SELIC mensal observada foi de 0,9%, a mínima taxa observada foi de 0,49% (fevereiro de 2013), e a máxima de 1,43% (janeiro de 2006).

Por fim, no que tange à variação mensal da *proxy* do PIB divulgada pelo BACEN, também se observou elevada flutuação na série temporal. Em especial, observaram-se valores negativos (recessão econômica) no período entre dezembro de 2008 a outubro de 2009, fevereiro de 2012 a abril deste ano, bem como no longo período entre junho de 2014 a fevereiro de 2017. Nos demais períodos observaram-se valores positivos para a série. Nessa linha, a média observada ao longo de toda a série foi de 0,17%, sendo o menor valor encontrado de -0,82% (janeiro de 2016) e o maior valor encontrado de 1,12% (maio de 2010).

FIGURA 3 – EVOLUÇÃO DAS VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS: VARIAÇÃO MENSAL DA *PROXY* DO PIB, SELIC.



FONTE: Dados do Banco Central do Brasil. Elaboração do autor.

4) RESULTADOS

Os resultados obtidos por meio da regressão logística se mostraram relevantes, elucidando objetivamente a questão do estudo, ou seja, para o caso brasileiro, porte empresarial e conjuntura macroeconômica impactam na probabilidade de aprovação das recuperações judiciais? Os resultados constam na tabela 3.

TABELA 3 – REGRESSÃO LOGÍSTICA – PROBABILIDADE DE DEFERIMENTO DA RECUPERAÇÃO JUDICIAL PELO PORTE DA EMPRESA.

Variável	Coeficiente (β)	Erro Padrão (σ)	z	P-valor
P1 (peq porte)	-1,085*	0,091	-11,92	0,000
P2 (médio porte)	-0,212**	0,104	-2,038	0,0416
PIB	-0,336*	0,067	-4,971	0,000
SELIC	-0,86*	0,172	-4,992	0,000
Observações (T) = 8789				
Média da variável dependente: 0,789				
D.P. var dependente: 0,409				
Log da verossimilhança ($\ln L$): -4426,848				
Critério de Schwarz: 8908,184				
Critério de Akaike: 8865,697				
Critério de Hannan-Quinn: 8880,171				
Número de casos corretamente previstos: 6921 (78,7%)				
Teste de razão de verossimilhança $\chi^2(4)$: 1529,810 (0,000) *				

FONTE: Dados da pesquisa. Elaborado pelo autor.

* Erros-Padrão obtidos por *bootstrap*.

Em primeiro lugar, percebe-se que o modelo passou pelo teste do índice de verossimilhança, sendo possível observar que ele é significativo para um nível de significância de 1%, conforme descrito pelo teste de razão de verossimilhança. Com efeito, trata-se de modelo adequado para estudar o fenômeno proposto, pois há satisfatório ajustamento deste aos dados.

Em segundo lugar, constatou-se que o percentual de classificação correta do modelo foi de 78,7%, nível bem acima da taxa de acaso¹⁰, cujo valor é de 66,7%. Com efeito, evidencia-se a alta capacidade de correta predição do modelo desenvolvido.

No que diz respeito à possibilidade de colinearidade entre as variáveis explicativas do modelo, elucida-se que o estudo investigou o problema por meio do fator de inflação de variância (FIV), conforme descrito no anexo 1. Sinteticamente, não se constatou indícios de presença de multicolinearidade, questão essa que

¹⁰ Essa expressão representa a taxa de classificação correta por acaso e sem o conhecimento de preditores. O percentual de classificação correta do modelo logístico deve ser maior que a taxa de acaso, a qual é calculada utilizando o critério proporcional de acaso: $a^2 + (1 - a)^2$ em que a expressa a proporção de aprovações de recuperação judicial no universo estudado.

poderia prejudicar os resultados do estudo, conforme exposto por Hair et al. (2009). Com efeito, possível avançar no estudo.

A combinação desses casos supracitados elucida a robustez dos resultados obtidos na pesquisa, entendendo-se como adequado o prosseguimento do estudo e interpretação dos resultados obtidos. No mais, reforçando a análise, tendo em vista os estimadores de máxima verossimilhança empregados no estudo, têm-se estimadores consistentes, assintoticamente normais e assintoticamente eficientes. Por fim, reitera-se que a amostra é composta de 8789 observações.

Nessa linha, prosseguindo e interpretando os resultados do trabalho acerca de porte empresarial, verifica-se que todos os coeficientes obtidos são negativos e significantes a 5% de probabilidade, em relação à *dummy* de aprovação da recuperação de empresas de grande porte. Demonstra-se assim que a probabilidade de se ter aprovação de um pedido de recuperação judicial é maior para as empresas de grande porte em relação às pequenas e médias empresas. Em outras palavras, há evidências de que porte empresarial consiste em elemento influenciador do processo decisório para aprovação de recuperação judicial.

Os resultados iniciais são importantes, visto que apontam a situação peculiar que as grandes empresas se defrontam sob a ótica recuperacional. Trata-se de uma vantagem comparativa em relação aos demais portes, visto que uma aprovação mais provável e mais célere da recuperação judicial implica em acesso mais rápido aos benefícios da recuperação judicial, como por exemplo, a proibição do decreto de falência da empresa - a qual pode decorrer de impontualidade nos pagamentos aos fornecedores - e também a suspensão imediata de todas as ações e execuções em curso contra a empresa, inclusive com a inexigibilidade das dívidas futuras. Em outras palavras, para o caso brasileiro considerando a lei recuperacional, a finalidade de preservação da empresa é mais provável no caso das grandes empresas.

Schuermann (2006) demonstrou a partir de evidências empíricas que porte empresarial não se constitui variável relevante para explicar as perdas dos credores, tendo em vista que as perdas relativas sofridas são invariantes ao tamanho das empresas. Em outras palavras, quando ocorrido o *default* de um devedor, não há evidências que empresas de maior porte impliquem em maiores ou menores perdas

em função desse *default* (LGD¹¹). Neste caso, infere-se que não deve haver um viés por porte empresarial quando da votação de um plano de recuperação judicial.

O resultado obtido na pesquisa evidencia que para o caso brasileiro o porte empresarial é fator impactante na decisão pela aprovação de um pedido de recuperação judicial, o que, em princípio, confronta com a evidência externa de Schuermann (2006). Infelizmente, não se observou para o caso brasileiro pesquisas que demonstrem se empresas de maior porte e em *default* resultam em menores LGD, o que (sob a ótica do credor, agente que decide pela aprovação da recuperação judicial) alicerçaria o resultado encontrado na pesquisa. Neste caso, os credores recuperariam maiores valores e sofreriam menores perdas, o que poderia alicerçar um viés por empresas de grande porte. Mas diante da inexistência de pesquisa no Brasil nesse sentido, trata-se apenas de uma hipótese. Uma pesquisa nesse sentido seria bem vinda numa agenda de pesquisa que trata do tema de *default* empresarial, recuperação judicial e recuperação de créditos.

Continuando, os resultados também permitem identificar se o quadro macroeconômico consiste em elemento influenciador na decisão de possível aprovação da recuperação judicial.

Nesse sentido, foram elencadas as variáveis SELIC e variação do PIB. Como resultados, constata-se que a variável PIB é negativa e significativa a 1% de probabilidade, indicando assim que os credores ponderam o estado da economia quando da decisão pela aprovação da recuperação judicial. Dessa forma, constatado um estado de recessão econômica, esta influencia positivamente essa aprovação. Em sentido oposto, caso seja verificado um estado de crescimento econômico, este influencia negativamente a aprovação da recuperação judicial.

Sob a ótica do credor votante, pode-se justificar que se até mesmo em um momento de crescimento econômico a empresa se defronta com grave crise, dificilmente será verificada uma guinada na situação. Logo, perde-se credibilidade o plano de recuperação empresarial, o que reduz a probabilidade de aprovação de uma recuperação judicial. Com efeito, o canal da confiança é relevante nesse contexto. Altman, Resti e Sironi (2006), bem como Gupton (2006), asseveram a partir de evidências empíricas que o quadro econômico consiste em variável relevante de análise, posto que as perdas relativas sofridas são maiores em

¹¹ *Loss given default.*

cenários de recessão econômica. Neste caso, constata-se que a LGD é menor em períodos de crescimento econômico. Na mesma linha do que foi exposto anteriormente, não se observou existência de pesquisa no Brasil nesse sentido. Uma possível hipótese que justifique o resultado encontrado é que as perdas sofridas pelos credores no Brasil são invariantes ao cenário macroeconômico. Como anteriormente, uma pesquisa nesse sentido seria bem vinda numa agenda de pesquisa que trate do tema de *default* empresarial, recuperação judicial e recuperação de créditos.

Ainda, constata-se que a variável SELIC é negativa e significativa a 1% de probabilidade, indicando assim que os credores também ponderam o nível da taxa básica de juros vigente na economia quando da decisão pela aprovação da recuperação judicial. Mais especificamente, constatado um estado de baixas taxas de juros, estas atuam de forma positiva sobre a probabilidade de aprovação da recuperação judicial. Em sentido oposto, caso sejam verificadas elevadas taxas de juros, estas atuam de forma negativa sobre a probabilidade de aprovação da recuperação. Teoricamente, uma justificativa para isso reside no fato de que prevalecendo elevadas taxas de juros, a empresa pode se defrontar com um quadro conjuntural ampliado de restrição de liquidez e maior dificuldade de negociação junto aos credores, tendo em vista o elevado custo de capital vigente, além de impactar no canal da confiança, podendo afetar a factibilidade do plano. Além disso, taxas de juros afetam a economia com certa defasagem¹², reforçando assim o efeito negativo sobre a empresa requerente e possibilidade de aprovação da recuperação judicial.

Prosseguindo o estudo, apresentam-se os resultados derivados da razão de chances, conforme tabela 4. Em relação à *dummy* da aprovação da recuperação de empresas de grande porte, constatou-se que uma mudança de um pedido de recuperação judicial de empresa de grande porte para qualquer outro tamanho de empresa resulta em uma diminuição na chance dessa aprovação, visto que todos os coeficientes obtidos são inferiores à unidade. Esse resultado por si só já evidencia a distinta e hierárquica situação das grandes empresas, as quais ostentam vantagens em face das empresas de portes distintos, quando se trata da chance de se ter aprovada a recuperação judicial. Desta forma, no Brasil, as empresas pequenas ou médias possuem reduzidas chances de aprovação da recuperação judicial quando

¹² Nesse sentido, vide SCHIO (2013).

comparadas com as grandes empresas. Essa relação também se aplica quando diz respeito à chance de aprovação da recuperação de uma empresa de pequeno porte para uma empresa de médio porte. Resumindo, no caso brasileiro, a chance de aprovação da recuperação judicial é crescente em face do porte da empresa.

TABELA 4 – REGRESSÃO LOGÍSTICA – RAZÃO DE CHANCE: $(P(1)/P(0))$.

Variável	Coefficiente (β)	Razão de chance e^{β}	Erro Padrão (σ)	z	P-valor
P1 (Pequeno porte)	- 1,085*	0,337	0,091	-11,82	0,000
P2 (médio porte)	- 0,212 **	0,808	0,104	-2,036	0,0416

FONTE: Dados da pesquisa. Elaborado pelo autor.

* Erros-Padrão obtidos por *bootstrap*.

Objetivamente, as pequenas e médias empresas têm menores chances de aprovação da recuperação em relação às grandes empresas, respectivamente. No caso, a chance de se obter aprovação de um pedido de recuperação judicial de uma empresa de pequeno porte é 0,337 vezes a chance de se obter aprovação para uma empresa de grande porte, o que implica que há uma redução de 66,3% na chance de aprovação. No mesmo sentido, a chance de se obter aprovação de um pedido de recuperação judicial de uma empresa de médio porte é 0,808 vezes a chance de se obter o mesmo resultado para uma empresa de grande porte. Com efeito, há uma redução de 19,2% na chance de aprovação. Posto isto, os resultados demonstraram que não há indiferença em relação ao porte empresarial por parte dos credores que votam esses planos de recuperação judicial.

5) CONCLUSÃO

O estudo da recuperação judicial de empresas no Brasil, apesar da relevância da matéria, ainda é incipiente, em que prevalecem muitas questões inexploradas. Constatado esse quadro, a presente pesquisa buscou responder objetivamente à seguinte questão: para o caso brasileiro, porte empresarial e conjuntura macroeconômica impactam na probabilidade de aprovação das recuperações judiciais? Em resumo, a resposta encontrada foi afirmativa.

Uma limitação da presente pesquisa decorre de que embora responda satisfatoriamente ao problema formulado, a mesma não pôde concluir empiricamente as justificativas para os resultados encontrados. Não foi este o objetivo da pesquisa. Ainda assim, possíveis justificativas foram apresentadas. Buscar evidências empíricas de respostas para os resultados ora encontrados é matéria para um avanço no objeto do estudo.

O porte empresarial é relevante à medida que empresas de grande porte possuem maior probabilidade de aprovação de seus planos de recuperação judicial, sendo seguidas pelas empresas de médio porte e por último de pequeno porte. Para o caso brasileiro, uma justificativa para o resultado encontrado decorreria caso demonstrado que as perdas relativas dos credores de grandes empresas são menores quando comparadas com as perdas relativas dos credores de empresas de médio e pequeno porte. Logo, haveria uma justificativa econômica para o resultado: menores perdas implicam em maiores chances de aprovação de uma recuperação judicial. Como dito, uma pesquisa nesse sentido seria um avanço nessa área de estudo.

A pesquisa também apresentou o interessante resultado acerca do impacto da conjuntura macroeconômica sobre o processo de aprovação da recuperação judicial no Brasil. Demonstrou-se que os credores não são alheios ao ambiente econômico extra empresarial, de forma que os pedidos de recuperação judicial também são impactados pelo cenário macroeconômico ao qual estão expostos. Grosso modo, os resultados apontam que maiores taxas de juros na economia e melhor desempenho da atividade econômico impactam negativamente sobre a probabilidade de aprovação de uma requerente de recuperação judicial no Brasil.

Uma hipótese para explicar esse resultado da variação do PIB (crescimento econômico) é a de que as perdas sofridas pelos credores no Brasil são invariantes ao cenário macroeconômico, e por outro lado, a confiança dos credores é afetada inversamente ao cenário de crescimento de renda no país.

No que diz respeito à taxa de juros, uma justificativa para o resultado encontrado reside no fato de que prevalecendo elevadas taxas de juros, a empresa pode se defrontar com um quadro conjuntural ampliado de restrição de liquidez e maior dificuldade de negociação junto aos credores, tendo em vista o elevado custo de capital vigente, além de impactar na confiança do credor quanto à factibilidade do

plano. Além disso, taxas de juros afetam a economia com certa defasagem, reforçando assim o efeito negativo sobre a empresa requerente.

Tanto no caso do porte empresarial, quanto do PIB e dos juros, novas pesquisas que podem explicar os resultados ora encontrados são bem-vindas e aprofundarão o conhecimento que temos acerca de temas como *default* empresarial, recuperação judicial e recuperação de créditos.

REFERÊNCIAS

- AGHION, P.; HART, O; MOORE, J. Improving bankruptcy procedure. **Washington University Law Review**, Washington, v. 95, n. 4, p. 849-872, 1994.
- ALTMAN, E. I; HOTCHKISS, E. **Corporate financial distress and bankruptcy: predict and avoid bankruptcy, analyze and invest in distressed debt**. 3 ed. Hoboken: Joh Wiley & Sons, 2011.
- ALTMAN, E; RESTI, A; SIRONI, A. Perda em função de default: uma revisão da literatura. In: ALTMAN, E; RESTI, A; SIRONI, A. **Mensuração e análise da recuperação de crédito**. 1ª edição. Rio de Janeiro: Qualitymark editora, 2006. p. 39-56.
- ARAUJO, A.; FUNCHAL, B. A nova lei de falências brasileira e seu papel no desenvolvimento do mercado de crédito. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 36, n.2, p. 1-46, 2006.
- ARAUJO, A.; FUNCHAL, B. A Nova lei de Falências Brasileira: Primeiros Impactos. **Revista de Economia Política**, v. 29, n.3, p. 191-212, 2009.
- ARAUJO, A; FUNCHAL, B. Bankruptcy Law in Latin America: Past and Future. **EconomiA**. v. 6, n. 1, p. 149-216, 2005.
- BAROSSA-FILHO, M. Lei de recuperação de empresas: uma análise econômica baseada em eficiência econômica, preferências e estratégias falimentares. **Economic Analysis of Law Review**. v. 2, n. 1, p. 30-40, 2011.
- BITTENCOURT, G. M; DE MATTOS, L. B; BORINI, F. M. Perfil do Investimento Direto Externo das Multinacionais Estrangeiras no Brasil: Aspectos Transnacionais, Setoriais e da Firma. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 21, n. 4, p. 681-708, 2018.
- CAMERON, A. C; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: methods and applications**. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.

- COELHO, F. U. **Manual de direito comercial: direito de empresa**. 23. ed. São Paulo: Saraiva, 2011.
- COSTA, D. L. Pensions and retirement: evidence from union army veterans. **The Quarterly Journal of Economics**, v.110, n,2, p. 297-319, 1995.
- FERREIRA, R. V. X. **Essays in corporate bankruptcy**. 69 f. Tese (doutorado) – Fundação Getúlio Vargas. Escola de Pós-Graduação em economia, 2014.
- GUJARATI, D, N. **Econometria básica**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.
- GUPTON, G. M. Estimando risco de recuperação por meio de um modelo quantitativo: LossCalc. In: ALTMAN, E; RESTI, A; SIRONI, A. **Mensuração e análise da recuperação de crédito**. 1ª edição. Rio de Janeiro: Qualitymark editora, 2006. p. 3-24.
- HAIR, J. F; et al. **Multivariate data analysis**, Prentice Hall Upper Saddle River, NJ, 2009.
- JESUS, C. V. **Variáveis discriminantes para inferência da insolvência de empresas brasileira: um estudo para o período de 2008 a 2016**. 118 f. Dissertação (mestrado) – Fundação Getúlio Vargas. Escola de economia de São Paulo, 2017.
- LIBERMAN, M; BARBOSA, K; PIRES, J. Falência Bancária e Capital Regulatório: Evidência para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 72, n. 1, p. 80-116, 2018.
- MCFADDEN, D. The measurement of urban travel demand. **Journal of Public Economics**, v. 3, n. 4, p. 303-328, 1974.
- MOITA, R. M. S; LOPES, C. E. M. Demanda por meios de transporte na grande São Paulo: uma análise de políticas públicas. Pesquisa e Planejamento Econômico (Rio de Janeiro), v. 46, p. 125-149, 2016.
- PATROCÍNIO, D. M. **Análise econômica da recuperação judicial de empresas: princípios, jogos, falhas e custos**. 292 f. Tese (doutorado) – Pontifícia Universidade Católica de Minas Gerais. Programa de Pós-Graduação em Direito, 2012.
- PENTEADO, M. R. **Comentários à lei de recuperação de empresas e falência: lei 11.101/2005**. Coordenação Francisco Satiro de Souza Junior, Antônio Sérgio A. de Moraes Pitombo. – São Paulo: Editora Revista dos Tribunais, 2007.
- PONTICELLI, J; ALENCAR. L. S. Court Enforcement, Bank Loans, and Firm Investment: Evidence from a Bankruptcy Reform in Brazil. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 131, n. 3, p. 1365–1413, 2016.

REZENDE, F. F. et al. Predicting financial distress in publicly-traded companies. **Revista Contabilidade & Finanças**. USP - São Paulo, v. 28, n. 75, p. 390-406, 2017.

RIBEIRO, L. L; MARINHO, E, L. L. Gross National Happiness in Brazil: An analysis of its determinants. **EconomiA**, v. 18, p. 156-167, 2016.

SCHIO, T. A. **Determinantes da taxa básica de juros no Brasil**: uma análise empírica no período de 2000 a 2011. 140 f. Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de São Carlos. Programa de Pós-Graduação em Economia, 2013.

SCHUERMANN, T. O que sabemos sobre a perda em função de default? In: ALTMAN, E; RESTI, A; SIRONI, A. **Mensuração e análise da recuperação de crédito**. 1ª edição. Rio de Janeiro: Qualitymark editora, 2006. p. 3-24.

VILLA BOÃS, P. M. **A Influência da Lei de Falências no Spread Bancário**. 51 f. Dissertação (mestrado profissional). Fundação Getúlio Vargas, Escola de economia de São Paulo, 2010.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. The MIT Press, Cambridge, MA, 2010.

ANEXOS

ANEXO 1 – FATORES DE INFLAÇÃO DA VARIÂNCIA (FIV) PARA OS COEFICIENTES ESTIMADOS, $\alpha=5\%$.

Variável	FIV	Coefficiente
P1	2,039	-1,085*
P2	2,039	-0,212*
PIB	1,395	-0,336**
Selic	1,396	-0,860*

FONTE: Dados da pesquisa. Elaboração do autor.

Obs: Para o caso do FIV, valores > 10,0 podem indicar problemas de colinearidade.

REESTRUTURAÇÕES DE EMPRESAS E DE DÍVIDAS POR MEIO DE LEIS DE RECUPERAÇÃO JUDICIAL: UMA ABORDAGEM MACROECONÔMICA

Resumo: Este trabalho contribui com a literatura ao aprofundar o debate sobre o tema da recuperação empresarial judicial no Brasil, bem como ao trazer evidências empíricas para o caso brasileiro da relação entre a macroeconomia e os pedidos de recuperação judicial. Nesse sentido, desenvolveu-se um modelo empírico para explicar o fenômeno dos requerimentos de recuperação empresarial por meio dos tribunais sob a ótica macroeconômica. Especificamente, o trabalho respondeu à seguinte questão: como as condições macroeconômicas e a estabilidade macroeconômica impactam nos pedidos de recuperação judicial? Os resultados dessa pesquisa evidenciaram a necessidade de se compreender o evento da insolvência empresarial para se estudar o fenômeno da recuperação judicial, ponderando-se a preponderância das condições macroeconômicas.

Palavras-chave: recuperação judicial; bancarrota; macroeconomia;

JEL classification: E02, G33, K12

1) INTRODUÇÃO

Altman e Hotchkiss (2011) argumentam que em geral, as oscilações no ambiente macroeconômico, quando acompanhadas por um declínio geral na produção e um aumento no custo de capital, desencadeiam um processo de difusão de crise no setor privado. As crises econômicas podem levar a insolvência em massa, tendo em vista que os agentes econômicos estão intimamente relacionados uns aos outros.

O que corriqueiramente se põe é que, pelo lado macroeconômico, a bancarrota empresarial se associa com as fases descendentes dos ciclos econômicos, quando a economia se move do *boom* para a crise (ALTMAN E HOTCHKISS, 2011).

Mais especificamente, argumenta-se que a insolvência empresarial está conectada com as flutuações econômicas e a estabilidade da economia. Trata-se de um fato estilizado, o qual auxilia a prever o comportamento das demandas por recuperação judicial e falências empresariais. Em âmbito internacional, estudos

nessa linha já foram elaborados para diversos países, como por exemplo, EUA, Inglaterra, Suécia, Portugal, dentre outros.

Box (2007) investigou a bancarrota de empresas na Suécia a partir de dados de empresas listadas na bolsa. Segundo o autor, as pesquisas têm enfatizado fatores individuais e a orientação microeconômica na explicação do desempenho das empresas, ou tem frequentemente focado na influência de fatores estruturais específicos da empresa, como idade e tamanho da empresa. Argumentou assim que as forças externas têm sido negligenciadas nas pesquisas, a despeito do reconhecimento da relevância delas. Nesse sentido, focou na interação entre os níveis microeconômico e macroeconômico. Como resultados, constatou que durante períodos de expansão macroeconômica, o risco de bancarrota empresarial diminui. Também as empresas fundadas em tempos de crise econômica exibem taxas de sobrevivência mais baixas. Concluiu que a questão temporal e o ambiente macroeconômico também explicam as diferenças nas taxas de bancarrota.

Bhattacharjee et al. (2009a) examinaram a relação entre fechamento de empresas e o ciclo econômico, focando em empresas listadas na bolsa do Reino Unido. Argumentaram que o ambiente macroeconômico não tem recebido suficiente atenção por parte da literatura quando analisado o fenômeno da bancarrota empresarial. O trabalho buscou identificar fatores que elevam a probabilidade de liquidação e de aquisição de empresas. Verificaram que os processos que determinam as falências e aquisições dependem do ambiente macroeconômico. Em particular, a instabilidade macroeconômica tem efeitos opostos sobre o risco de falência e o risco de aquisição, elevando o primeiro e diminuindo o último. Enquanto o risco de falência é anticíclico, o risco de aquisição é pró-cíclico. Em geral, os resultados evidenciaram a importância da suavização dos ciclos para a sobrevivência corporativa. De acordo com os autores, evidências empíricas similares sobre o impacto de fatores macroeconômicos são escassas para outras economias.

Já Bhattacharjee et al. (2009b), investigaram como a instabilidade macroeconômica afeta o risco de falência e liquidação de empresas, analisando o caso do Reino Unido e dos EUA, também usando dados de empresas listadas na bolsa. Para tanto, desenvolveram um modelo no qual os riscos de falência e aquisição de uma empresa são codeterminados por fatores em nível da empresa e do setor, bem como pelas condições macroeconômicas. Como resultados, verificaram que a bancarrota empresarial leva diretamente à liquidação da firma no

Reino Unido, enquanto a bancarrota empresarial permite um resultado binário nos EUA - uma empresa em bancarrota pode ser liquidada (falência) nos termos do Capítulo 7 ou reorganizada (sofrer um procedimento de recuperação judicial) de acordo com o Capítulo 11 da lei. Ainda, constataram que a instabilidade macroeconômica aumenta o risco de falência, e reduz o risco de aquisição.

Bonfim (2009) investigou em Portugal os determinantes de risco de crédito, tanto a nível macroeconômico, quanto em nível de firma. Nesse sentido, buscou entender como fatores sistemáticos, que afetam simultaneamente todas as empresas, condicionam a evolução das taxas de *default* agregadas. Também investigou como as características específicas das empresas afetam seus riscos de inadimplência. Os resultados obtidos evidenciaram que existem ligações importantes entre risco de crédito e o quadro macroeconômico. Ainda, concluiu que a dinâmica macroeconômica possui um importante papel para explicar a razão pela qual as empresas entram em inadimplência e sofrem com a insolvência.

De acordo com Bloom et al. (2018), a incerteza tem recebido atenção especial como sendo um fator potencial nos ciclos econômicos. O papel da incerteza nos ciclos foi o objeto do estudo conduzido. Investigando o caso, desenvolveram novas medidas empíricas de incerteza, usando microdados do Censo Americano. Como resultados, constataram que a incerteza é fortemente contracíclica. Identificaram que os choques de incerteza normalmente levam a quedas expressivas na renda. Argumentaram que a incerteza pode desempenhar um papel importante nas flutuações econômicas, seja como um mecanismo de impulso ou amplificação dessas flutuações.

Nessa linha, Bezerra (2017) sustentou que boa parte da literatura econômica vem tentando investigar a relação entre a incerteza com as flutuações de variáveis macroeconômicas. Algumas medidas que tentam mensurar a incerteza: por meio da volatilidade do mercado acionário; pela dispersão das projeções de crescimento feitas por especialistas; pela captura de palavras que remetem a "incerteza" em diferentes mídias digitais; e por meio das sondagens. No caso brasileiro, Costa Filho (2014), construiu três medidas de incerteza alicerçadas na literatura: i) construído com base na frequência da palavra "incerteza" nas seções de economia dos jornais; ii) pela dispersão das expectativas de crescimento econômico; e iii) pela dispersão do mercado acionário brasileiro. O resultado obtido foi de que os choques de incerteza são significantes para explicar a dinâmica da atividade econômica. Nesse

quadro, Bezerra (2017) propôs a criação do Índice de Incerteza Empresarial (IIE) para o Brasil, com microdados das Sondagens Empresariais, calculados pelo FGV/IBRE. Alicerçou-se no trabalho de Bachmann et al. (2013). A partir de Vetores Autorregressivos, constatou que a incerteza influencia o comportamento de variáveis macroeconômicas no Brasil, como o Índice de Atividade Econômica, Produção Física da Indústria e na Taxa de Desemprego. Contudo, não foi analisado o possível impacto da incerteza nos pedidos de recuperação judicial.

Para o caso brasileiro não se verificou estudo em que essa relação entre conjuntura macroeconômica e os pedidos de recuperação judicial tenha sido investigada empiricamente. Trata-se do objeto de análise dessa pesquisa.

No presente trabalho, investiga-se a relação entre condições macroeconômicas, estabilidade macroeconômica e os requerimentos de reorganização empresarial. Especificamente, o presente artigo tem como objetivo responder a seguinte questão: como as condições macroeconômicas e a estabilidade macroeconômica impactam nos pedidos de recuperação judicial?

O que se verificou nos últimos anos no Brasil¹³ foi um período de crise econômica persistente e de substancial elevação nos pedidos de recuperação judicial e de dívidas submetidas ao sistema judiciário. Investigar e discutir detalhes dessa relação entre conjuntura econômica e os pedidos de recuperação judicial se mostra pertinente.

O presente estudo contribuirá com a literatura ao aprofundar o debate econômico sobre o tema das recuperações judiciais, bem como trazer evidências empíricas que melhor auxiliem a compreender essa questão negligenciada pela literatura no Brasil.

Justifica-se a elaboração dessa pesquisa pelos seguintes pontos: 1) o mesmo aprofundará o debate do relacionamento entre a conjuntura macroeconômica e o fenômeno da recuperação judicial empresarial; 2) a despeito da relevância do tema, trata-se de pesquisa não elaborada para o caso brasileiro; 3) a atualidade e a relevância que tem ganhado a questão da insolvência empresarial e

¹³ Em vista do período de estudo deste trabalho, refere-se ao intervalo temporal entre os anos de 2006 a 2018.

as recuperações empresariais por meio dos tribunais no Brasil, tendo em vista os impactos econômicos decorrentes e o vulto monetário desses pedidos¹⁴.

O presente artigo é dividido em seis seções: posterior a esta introdução, apresenta-se um quadro discutido da atividade econômica no Brasil e os pedidos de recuperação judicial entre 2006 a 2018. Após, a discussão do quadro macroeconômico e da importância do tempo na análise, e então a metodologia e a fonte de dados. Na quinta seção segue os resultados. Por fim, apresenta-se a conclusão da pesquisa.

2) QUADRO ECONÔMICO E PEDIDOS DE RECUPERAÇÃO JUDICIAL: ANOS 2006 A 2018

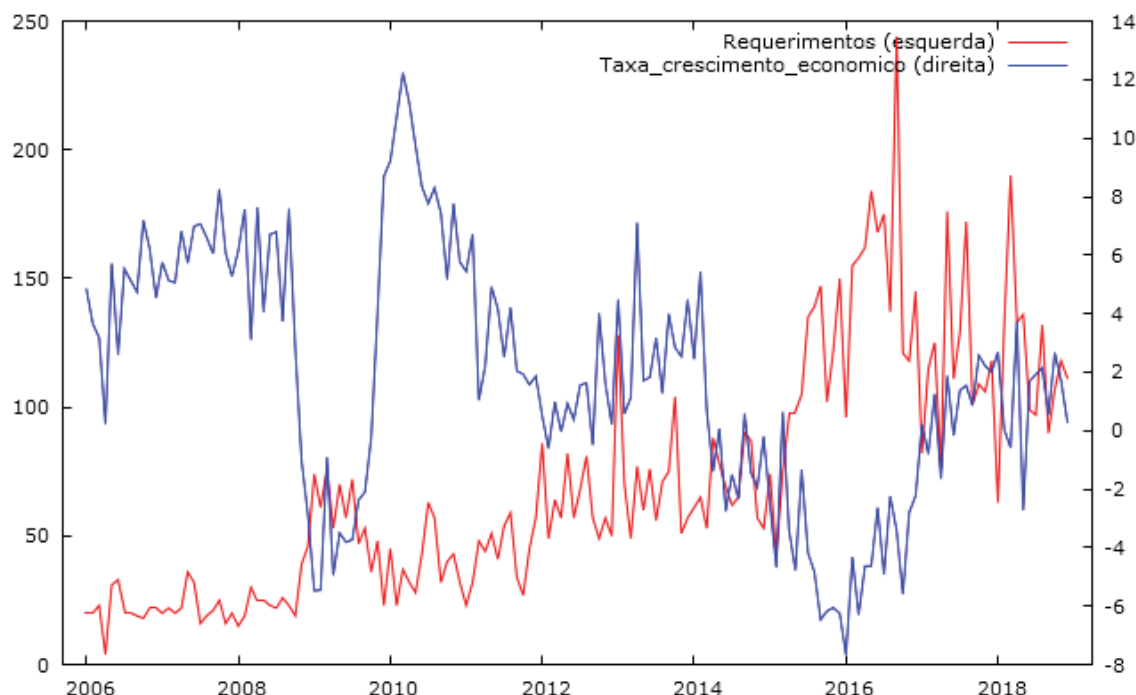
Essa seção descreve as principais características do panorama dos pedidos de recuperações judiciais no Brasil em face da conjuntura macroeconômica, no período de 2006 a 2018.

Os requerimentos de recuperação judicial são mensurados em periodicidade mensal para todo o território brasileiro, conforme apuração do Serasa. Já os dados de nível de atividade econômica são apresentados mensalmente pelo Banco Central do Brasil.

No período entre os anos de 2006 a 2018, verificou-se no Brasil elevada volatilidade no nível de atividade econômica, bem como uma substancial elevação nos pedidos de recuperação judicial. A figura 1 demonstra esses eventos.

¹⁴ Por exemplo, a Oi telecomunicações apresentou pedido de recuperação judicial e teve seu plano aprovado em dezembro de 2017, considerando a reestruturação de uma dívida de 49,4 bilhões de reais. Mais recentemente, em junho de 2019, foi aceito o pedido de recuperação judicial do grupo Odebrecht, no qual as dívidas totalizam 98 bilhões de reais.

FIGURA 1 – EVOLUÇÃO MENSAL DOS REQUERIMENTOS DE RECUPERAÇÃO JUDICIAL NO BRASIL E DA TAXA DE CRESCIMENTO ECONÔMICO.



FONTE: Dados Serasa Experian e Banco Central do Brasil. Elaboração do autor.

Observa-se uma clara tendência de crescimento nos requerimentos de recuperação judicial no Brasil, ainda que existindo forte sazonalidade nos pedidos. Da mesma forma, teve-se elevadas flutuações econômicas observadas ao longo desse período, tanto quando se analisando a magnitude do ajuste, quanto também se observando à duração da flutuação e da inflexão.

De acordo com a figura acima, analisando-se as taxas anuais de crescimento da renda, os seguintes momentos caracterizaram a conjuntura econômica brasileira nos anos de 2006 a 2018:

- 1) A crise econômica decorrente do choque externo derivado da grande recessão americana (2007/2008), tendo atingido a economia brasileira notadamente nos anos de 2008 e 2009;
- 2) A notável recuperação econômica pós-crise, tendo iniciada em 2009 e atingido seu ápice em 2010, ano este de robusto crescimento econômico;
- 3) A calmaria, ocorrida entre os anos de 2011 a 2013, em que a atividade econômica se manteve crescendo, porém a taxas menores;
- 4) A crise econômica iniciada em 2014, com caráter preponderantemente interno, caracterizada por declínio vertiginoso no investimento, elevação

substancial da dívida pública e perda do grau de investimento da economia brasileira por agências de *rating*.

No mesmo período, também se verificou substancial elevação nos pedidos de recuperação judicial. Por exemplo, constataram-se por meio de dados mensais divulgados pelo SERASA, referentes aos pedidos de recuperação judicial realizados no Brasil entre janeiro de 2006 a dezembro de 2018, que as demandas no período totalizaram a quantia de 10930 pedidos de recuperação judicial, sendo que 2006 foi o ano de menor quantia de pedidos, totalizando 252 pedidos, enquanto que 2016 foi o ano com maior quantia de pedidos, totalizando 1863 demandas neste ano.

Ao se analisar o total dos pedidos, tem-se relativa estabilidade no período entre 2006 até meados de 2008. A partir do segundo semestre de 2008, houve forte aumento nos pedidos de recuperação judicial. A flutuação foi intensa e continuou até meados de 2012, quando ocorreu novo aumento expressivo nos pedidos. Esse patamar foi quebrado em meados de 2014, quando novamente, ocorreu novo aumento expressivo nos pedidos. O ápice mensal dos pedidos de recuperação judicial ocorreu em setembro de 2016, quando 244 requerimentos foram submetidos ao judiciário.

3) AS DEMANDAS POR RECUPERAÇÃO JUDICIAL DADO O QUADRO MACROECONÔMICO: POR QUE O TEMPO IMPORTA?

Como anteriormente exposto, há ausência de evidências empíricas acerca do relacionamento entre condições macroeconômicas, estabilidade macroeconômica e as demandas por reestruturação empresarial - sob a ótica da lei brasileira de recuperação judicial. Nesse sentido, o que corriqueiramente se põe é que, pelo lado macroeconômico, a bancarrota empresarial se associa com as fases descendentes dos ciclos econômicos, quando a economia se move do *boom* para a crise (ALTMAN E HOTCHKISS, 2011). Em outras palavras, argumenta-se que o número de pedidos de recuperação judicial está conectado com as flutuações econômicas e a estabilidade da economia.

Nesse sentido, busca-se nessa seção apresentar uma explicação do fato estilizado, ressaltando a importância temporal na discussão do caso.

Em primeiro lugar, deve-se ter em mente que a recuperação judicial se insere no contexto de insolvência empresarial¹⁵. Em específico, ensinam Altman e Hotchkiss (2011) que a insolvência ocorre quando as obrigações de uma empresa excedem o patrimônio empresarial. Uma vez que o patrimônio da empresa é igual à soma de seus passivos e patrimônio líquido, a única maneira pela qual uma empresa que possui mais passivos do que ativos pode equilibrar seu balanço é apresentando um patrimônio líquido negativo. Em outras palavras, os créditos dos credores não podem ser integralmente satisfeitos.

Nesse quadro, quando as empresas se encontram insolventes e não retomam sua solvência naturalmente, ocorrem *defaults*, ou seja, a inadimplência do devedor em face de obrigações junto a terceiros.

Tecnicamente, *default* pode ser conceituado como o não cumprimento de uma cláusula financeira de um contrato por parte do devedor. Engloba assim, tanto o não-pagamento da dívida, como também qualquer alteração nos termos do contrato feita de forma unilateral pelo devedor, como por exemplo, prazos ou taxas de juros estabelecidos no contrato. Operacionalmente, embora não obrigatoriamente, a constatação do *default* ocorre *a posteriori*, preenchendo ao menos uma das seguintes condições: o crédito é provisionado como pagamento duvidoso, o crédito é reconhecido como perda ou o devedor passou mais de noventa dias em inadimplência (SCHUERMANN, 2006).

Dessa forma, no presente trabalho, define-se que uma empresa em dificuldades financeiras e que recorre ao sistema Judiciário para sua reestruturação passa por três estágios:

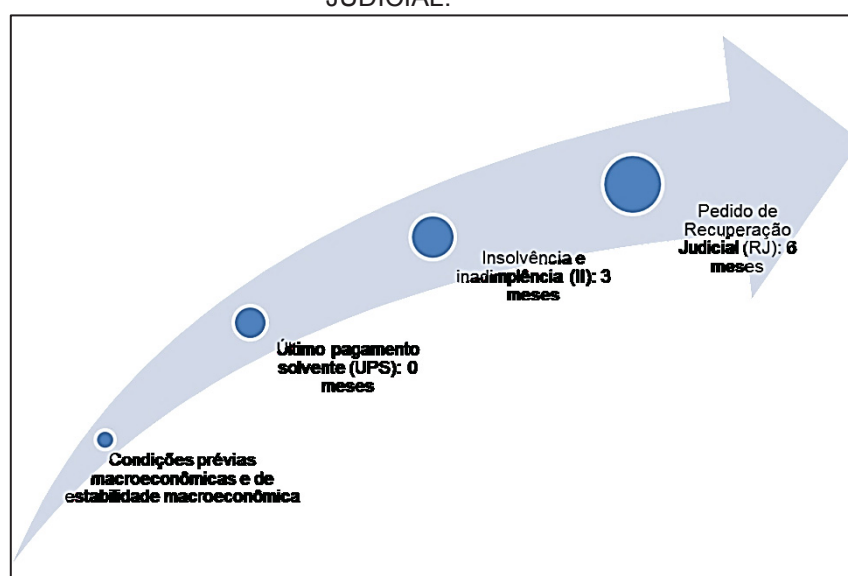
- a) Último pagamento solvente (UPS). A data do último pagamento efetuado ao credor. Em regra, nesse momento a empresa ainda se encontra solvente, capaz de honrar com todas as suas obrigações. Esta data é conhecida *ex post*, mas serve como parâmetro para a cronologia.
- b) Insolvência e Inadimplência (II). A insolvência e a inadimplência ocorrem posteriormente, tornando-se conhecida. Nesse caso, a empresa devedora não possui condições de cumprir com todas as suas obrigações, e deixa de pagar, ainda que parcialmente, seus credores. Dessa forma, o credor pode

¹⁵ Em síntese, as leis que regem a falência empresarial e a recuperação judicial no Brasil e no mundo são descritas como leis de insolvência. Os trabalhos acadêmicos que avaliam as mesmas também seguem essa nomenclatura.

tornar o crédito provisionado como pagamento duvidoso, ou o crédito é reconhecido como perda. Como nem sempre o atraso no pagamento implica em incapacidade de saldar a dívida, o *default* é reconhecido quando o devedor passa por pelo menos noventa dias em inadimplência.

- c) Requerimento Judicial (RJ). Por fim, agravando-se o quadro da insolvência empresarial e reconhecido o *default*, sendo a empresa incapaz de receber investimentos para sanar sua insolvência, renegociar suas dívidas ou de receber novos créditos para se financiar, a empresa recorre ao sistema Judiciário, apresentando seu pedido de recuperação judicial.

FIGURA 2 – ESTÁGIOS VIVENCIADOS PELA EMPRESA EM PEDIDOS DE REESTRUTURAÇÃO JUDICIAL.



FONTE: Elaboração do autor.

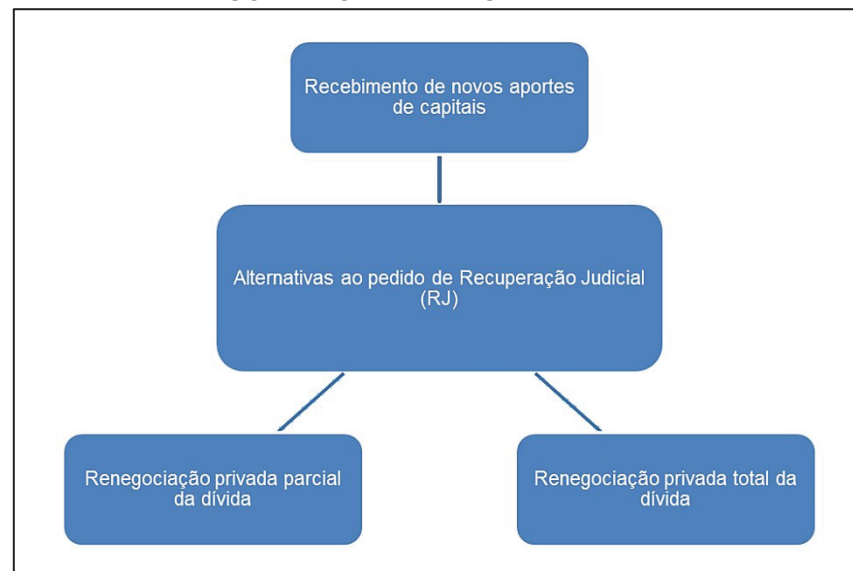
A principal derivação desse cenário é que o pedido de recuperação judicial é um evento posterior à insolvência. Por tal razão, o tempo importa para compreensão do processo de insolvência empresarial e de demanda por recuperação judicial.

As condições econômicas vigentes no momento do pedido só são capazes de afetar o requerimento caso possibilitem uma melhora substancial nos resultados recentes da empresa, ou recebimento de novos aportes no negócio, a renegociação das dívidas ou ainda novos financiamentos, buscando assim contornar a inadimplência existente.

O requerimento Judicial, contudo, não é a única opção que a empresa devedora se defronta quando constatada a insolvência e inadimplência (II).

Alternativamente ao pedido de Recuperação Judicial, caso não contorne a situação naturalmente, visando superar a crise econômico-financeira existente, a empresa pode: a) receber novos aportes de capitais; b) renegociar parcialmente e de forma privada a dívida existente, focando em seus principais credores, inclusive extrajudicialmente, nos termos da lei nº 11.101/2005; c) renegociar toda a dívida existente, firmando um acordo privado com seus credores, de forma extrajudicial, nos termos da lei nº 11.101/2005. Os itens b e c podem englobar assim a recuperação extrajudicial, derivados da lei recuperacional brasileira.

FIGURA 3 – ALTERNATIVAS AO PEDIDO DE RECUPERAÇÃO JUDICIAL, MANTIDA A INSOLVÊNCIA EMPRESARIAL.



FONTE: Elaboração do autor.

Nesse quadro, para compreensão do fenômeno, assume-se que o cenário macroeconômico e as condições de instabilidade macroeconômica se relacionam com os pedidos de recuperação judicial:

$$R_t = f(\varphi, \delta, \eta, \theta, \psi, \sigma i, \sigma \theta, \sigma \varepsilon, \sigma \gamma)$$

Em que:

R_t = requerimento de recuperação judicial em t ;

Condições macroeconômicas:

φ = taxa de crescimento econômico;

δ = concessões de capital de giro;

η = inadimplência das operações de capital de giro;

θ = taxa de câmbio;

ψ = incerteza econômica;

Condições de instabilidade macroeconômica:

σi = desvio padrão da taxa Selic;

$\sigma \theta$ = desvio padrão da taxa de câmbio;

$\sigma \varepsilon$ = desvio padrão da taxa de inflação;

$\sigma \gamma$ = desvio padrão do nível de atividade econômica;

4) METODOLOGIA E FONTE DE DADOS

Como as condições macroeconômicas e a estabilidade macroeconômica impactam nos pedidos de recuperação judicial? Para responder tal pergunta, estima-se um Vetor Autorregressivo (VAR), mapeando-se as funções de respostas dos requerimentos judiciais frente a choques nas seguintes variáveis endógenas: concessões de capital de giro, inadimplência das operações de capital de giro, incerteza econômica, taxa de crescimento econômico e taxa de câmbio.

Os vetores autorregressivos consideram as variáveis econômicas como endógenas, de forma que esses modelos examinam relações lineares entre cada variável e os valores defasados dela própria e também das demais variáveis do modelo. Também são admitidas variáveis exógenas no modelo, podendo elas ser analisadas com e também sem defasagens.

O VAR é estimado por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e em nível¹⁶, ainda que contendo variáveis não estacionárias, devido as análises objeto deste estudo. Sims, Stock e Watson (1990) justificam que o objeto da análise através do VAR é determinar as relações existentes entre as variáveis, e não os parâmetros estimados. Nesse sentido, o apropriado é se estimar o VAR em nível. Ademais, um VAR com variáveis diferenciadas (no contexto proposto) demonstra como mudanças na variação das variáveis do modelo provocam mudanças na variação dos requerimentos por recuperação judicial. Não é este o objetivo do estudo.

Hamilton (1994) explicita que na ausência de autocorrelação os valores dos parâmetros estimados de um VAR em nível são idênticos aos valores dos parâmetros de um VAR estimado em diferenças. Ainda, no VAR estimado em nível,

¹⁶ Sims, Stock e Watson (1990) apresentam todo o detalhamento das características do VAR em nível.

cada coeficiente individual autorregressivo converge a uma taxa¹⁷ \sqrt{T} para uma variável Gaussiana. Deste modo, os testes individuais de hipóteses t acerca dos coeficientes estimados assintoticamente válidos.

Ainda segundo Hamilton (1994), há duas características importantes no modelo VAR em nível, em que cada equação é estimada por MQO: 1) os parâmetros que descrevem o sistema dinâmico são consistentes e assintoticamente eficientes; 2) ainda que o verdadeiro modelo seja um VAR em diferenças, certas funções dos parâmetros e os testes de hipóteses baseados em um VAR em nível possuem a mesma distribuição assintótica do VAR estimado em diferenças.

No estudo proposto, estima-se o VAR em nível observando o período entre janeiro de 2006 a dezembro de 2018. Esta proposição traz ricas informações acerca do relacionamento entre as variáveis e permite responder a questão da pesquisa.

Isto posto, propõe-se o seguinte modelo para análise dos requerimentos de recuperação judicial de empresas:

$$R_t = \alpha + \beta_0 R_{t-1} + \beta_1 \delta_{t-1} + \beta_2 \eta_{t-1} + \beta_3 \psi_{t-1} + \beta_4 \varphi_{t-1} + \beta_5 \theta_{t-1} + \beta_6 \sigma i_t + \beta_7 \sigma \theta_t + \beta_8 \sigma \varepsilon_t + \beta_9 \sigma \gamma_t + u_t$$

Observando as variáveis descritas na seção 3, sendo as variáveis das condições macroeconômicas endógenas e as variáveis de instabilidade macroeconômica exógenas. Com efeito, neste modelo se assume que os requerimentos de recuperação judicial reagem não somente às condições macroeconômicas, mas também as condições de instabilidade macroeconômica.

O modelo a ser estimado apresenta a seguinte formulação em forma de Vetor Autorregressivo:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + \dots + A_p X_{t-p} + B_0 Z_t + B_1 Z_{t-1} + \dots + B_p Z_{t-p} + e_t$$

Onde A_0 representa o vetor de interceptos, A_1 e A_p são matrizes de coeficientes que relacionam os valores defasados das variáveis endógenas, já B_0, B_1 e B_p são matrizes de coeficientes que relacionam os valores atuais e defasados das variáveis exógenas¹⁸. Por fim, e_t é um vetor de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente.

¹⁷ Em que T representa o tamanho da série temporal. Em outras palavras, a velocidade de convergência é proporcional ao tamanho amostral.

¹⁸ Salienta-se que as variáveis exógenas são assim identificadas pois derivam da dispersão existente em variáveis que são determinadas endogenamente, razão pela qual são assim tratadas.

Salienta-se que no VAR estimado a ordenação das variáveis endógenas segue o exposto na segunda equação acima¹⁹. Ainda, na tabela 1 são apresentadas as variáveis analisadas na pesquisa, suas justificativas e as fontes dos dados.

TABELA 1 – VARIÁVEIS DA PESQUISA.

Variável	Justificativa	Sinal esperado	Fonte
R_t : Requerimentos setoriais de recuperação judicial (variável endógena)	Levantamento mensal do total de recuperações judiciais requeridas entre as empresas em atividade no Brasil. Variável objeto da análise	+	Serasa Experian
φ_t : Taxas de crescimento econômico (%) (variável endógena)	Capta o elemento da flutuação, evidenciando o crescimento ou o decrescimento da economia em 12 meses	-	BACEN, elaboradas a partir do Índice de Atividade Econômica do Banco Central
δ_t : Concessões de crédito com recursos livres - Pessoas jurídicas (R\$ milhões) (variável endógena)	O crédito é um elemento essencial para o sistema econômico. O volume de crédito repercute na solvência do sistema econômico	+	BACEN
η_t : Inadimplência da carteira de crédito das instituições financeiras privadas (%) (variável endógena)	Trata-se de um elemento do estágio da insolvência. A empresa devedora não possui condições de cumprir com todas as suas obrigações, e se torna inadimplente	+	BACEN
θ_t : Índice da taxa de câmbio real efetiva (IPCA, 06/1994=100) (variável endógena)	Preço relativo da moeda, captando o elemento do impacto externo sobre a economia e os negócios	Ambíguo, conforme exposto em Fung (2008)	BACEN
ψ_t : Indicador de Incerteza da Economia brasileira (variável endógena)	Elemento chave na economia e na tomada de decisão empresarial	+	FGV
σt_t : desvio padrão da taxa	Capta a dispersão das taxas de juros, evidenciando a	+	BACEN

¹⁹ No caso, assume-se que a ordenação das variáveis deriva da variável mais endógena para a variável mais exógena do modelo.

Selic (variável exógena)	instabilidade da taxa básica de juros		
$\sigma\theta_t$: desvio padrão da taxa de câmbio real efetiva (variável exógena)	Capta a dispersão cambial, evidenciando a instabilidade da variável	+	BACEN
$\sigma\epsilon_t$: desvio padrão da taxa de inflação (IGP-M) (variável exógena)	Capta a dispersão da inflação, evidenciando a instabilidade dos preços	+	FGV
$\sigma\gamma_t$: desvio padrão do Índice de Atividade Econômica do Banco Central (variável exógena)	Capta a dispersão do índice de atividade econômica, evidenciando a instabilidade do setor real da economia	+	BACEN

FONTE: Elaboração própria.

5) RESULTADOS

5.1 IDENTIFICAÇÕES DE ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES ECONÔMICAS

Com o intuito de identificar a ordem de integração, foram realizados dois testes de raiz unitária nas variáveis utilizadas no modelo. Para tanto, foram realizados os testes KPSS e NG-Perron.

Nas tabelas 2 e 3 são apresentados os resultados obtidos para as variáveis endógenas e exógenas do modelo, respectivamente. Constata-se que, em determinados modelos, certas variáveis apresentaram a rejeição à hipótese de raiz unitária, sugerindo assim que a variável em questão é estacionária em nível.

TABELA 2 - TESTES DE RAIZ UNITÁRIA PARA AS VARIÁVEIS ENDÓGENAS EM NÍVEL.

Variável	Teste KPSS		Teste NG Perron		Conclusão ²⁰
	C	CT	C	CT	
R	1,278*	0,121***	-0,897	-2,867	Não Estacionária
φ	0,637**	0,071	-2,261**	-3,340**	Estacionária
δ	1,078*	0,287*	0,891	-1,706	Não estacionária
η	0,176	0,140***	-2,464**	-3,063**	Estacionária
θ	0,571**	0,226***	-1,788***	-1,922	Não estacionária
ψ	0,541**	0,136***	-2,448**	-3,377**	Estacionária

FONTE: Resultados da pesquisa.

Notas: Modelo: C = Constante. CT = Constante e tendência. * Significância a 1%. ** Significância a 5%. *** Significância a 10%. [H_0 = raiz unitária, H_1 = Estacionária] → (inverso do teste KPSS).

TABELA 3 – TESTES DE RAIZ UNITÁRIA PARA AS VARIÁVEIS EXÓGENAS EM NÍVEL.

Variável	Teste KPSS		Teste NG Perron		Conclusão
	C	CT	C	CT	
σ_i	0,245	0,113	-5,757*	-6,100*	Estacionária
$\sigma\theta$	0,185	0,080	-2,357**	-2,943**	Estacionária
$\sigma\varepsilon$	0,262	0,071	-3,292*	-3,498*	Estacionária
$\sigma\gamma$	0,322	0,136***	-2,060**	-2,443*	Estacionária

FONTE: Resultados da pesquisa.

Notas: Modelo: C = Constante. CT = Constante e tendência. * Significância a 1%. ** Significância a 5%. *** Significância a 10%. [H_0 = raiz unitária, H_1 = Estacionária] → (inverso do teste KPSS).

Em síntese, há no modelo um conjunto de variáveis endógenas estacionárias e variáveis não estacionárias²¹ em nível. Especificamente, constatou-se que as seguintes variáveis se comportaram com estacionariedade em nível: taxas de crescimento econômico (%), inadimplência da carteira de crédito das instituições financeiras privadas (%) e indicador de incerteza da economia brasileira. Já no caso das variáveis exógenas, todas elas se mostraram estacionárias em nível.

²⁰ Quando ocorreu ambiguidade nos resultados dos testes KPSS e NG-Perron, o critério de decisão consistiu na verificação da estacionariedade através do teste de Dickey-Fuller a 5% de significância.

²¹ Nos anexos 1 e 2 há detalhamento do comportamento temporal das variáveis analisados no estudo.

5.2 IDENTIFICAÇÃO DAS DEFASAGENS DO MODELO

Para determinação do número de defasagens das variáveis endógenas do modelo, utilizou-se do critério de informação de Schwarz (BIC). De acordo com o critério de informação BIC, a defasagem ótima para as variáveis do modelo é uma. Como aponta BUENO (2011), o critério BIC estima assintoticamente a ordem de defasagem sob condições gerais, além de ser o critério mais parcimonioso na escolha da defasagem ótima. Assim, realizados os testes, definiu-se como sendo uma a ordem de defasagem das variáveis endógenas do modelo.

TABELA 4 – CRITÉRIO DE SCHWARZ – ORDEM DE SELEÇÃO DO VAR NO MODELO.

Lags	Critério de informação Bayesiano de Schwarz
1	27,677*
2	27,997
3	28,668
4	29,368
5	30,283
6	30,954
7	31,476
8	32,176
9	32,654
10	33,250
11	33,646
12	34,066

FONTE: Resultados da pesquisa.

Notas: * = defasagem ótima.

5.3 RELAÇÃO DE EQUILÍBRIO DE LONGO PRAZO ENTRE AS VARIÁVEIS DO MODELO

Para testar a hipótese de que há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis do modelo, foi realizado o teste de cointegração de Johansen. Conforme exposto por Sims, Stock e Watson (1990), a identificação de cointegração entre as variáveis se faz necessária para possibilitar a análise do VAR em nível, e

assim, certifica-se acerca da solidez na análise realizada - para certificar-se da existência de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis que compõem os modelos estudados.

Para a realização do teste, foi considerado todo o período de análise. Também, no teste de cointegração de Johansen, foi considerada a existência de intercepto no vetor de cointegração e ausência de tendência linear no vetor de cointegração e no nível. Ainda, utilizou-se o intervalo de uma defasagem no teste de cointegração. O resultado do teste de cointegração é apresentado na tabela 5. Como resultado, verificou-se pelo teste traço que ao nível de 5% de significância há ao menos 3 vetores de cointegração entre as variáveis.

TABELA 5 – TESTE DE COINTEGRAÇÃO PARA AS VARIÁVEIS DO MODELO.

r_0	$\lambda_{traço}$	P-valor
0*	0,445	0,000
1*	0,351	0,000
2*	0,218	0,002
3	0,143	0,1755
4	0,131	0,4763
5	0,097	0,8512

FONTE: Resultados da pesquisa.

*=rejeita-se [$H_0 = r \rightarrow$ relações de cointegração existentes] ao nível de 5% de significância.

Em síntese, o resultado do teste de cointegração de Johansen evidencia que existe equilíbrio de longo prazo entre as variáveis econômicas objeto do estudo. As evidências empíricas dão plausibilidade ao modelo empírico do estudo bem como as análises que são abaixo apresentadas.

5.4 A RESPOSTA DOS PEDIDOS DE RECUPERAÇÃO JUDICIAL A CHOQUES NAS VARIÁVEIS

Um mecanismo utilizado para se analisar os resultados do modelo é a função resposta ao impulso, visto que esta mostra como um choque em uma variável

endógena do modelo afeta as outras variáveis endógenas – bem como o efeito sobre si mesma²².

O período de análise do efeito do choque compreende 18 períodos acumulados, o que equivale nesse estudo a um ano e meio, conforme descrito na seção 3. Os resultados são apresentados abaixo.

Como demonstrado na tabela 6, até o período de 18 meses, as respostas acumuladas dos requerimentos de recuperação judicial a choques seguiram a seguinte ordenação de importância: requerimentos, concessões de crédito, taxa de crescimento econômico, incerteza econômica, taxa de câmbio e por fim, a taxa de inadimplência. Apenas choques na taxa de crescimento econômico se relacionam inversamente com os pedidos. Veja-se:

TABELA 6 – RESPOSTAS ACUMULADAS DOS REQUERIMENTOS DE RECUPERAÇÃO JUDICIAL A CHOQUES NAS VARIÁVEIS DO VAR.

Períodos (meses)	Requerimentos	Concessões de crédito	Taxa de inadimplência	Incerteza econômica	Taxa de crescimento	Taxa de câmbio	Efeito total
1	23,68	-	-	-	-	-	23,68
2	35,90	0,74	2,02	3,81	-	3,03	41,46
3	43,20	2,82	4,44	8,97	-	6,93	57,12
4	48,51	5,97	6,62	14,22	-	10,98	71,52
5	53,06	9,77	8,38	18,98	-	14,95	84,77
6	57,36	13,92	9,66	23,05	-	18,76	96,87
7	61,56	18,22	10,51	26,39	-	22,39	107,87
8	65,69	22,56	10,96	29,08	-	25,82	117,86
9	69,74	26,87	11,07	31,19	-	29,05	126,95
10	73,67	31,09	10,89	32,82	-	32,07	135,25
11	77,46	35,22	10,46	34,05	-	34,88	142,88
12	81,10	39,24	9,80	34,96	-	37,50	149,94
13	84,59	43,14	8,97	35,60	-	39,93	156,52
14	87,93	46,94	7,97	36,02	-	42,18	162,68
15	91,11	50,62	6,84	36,27	-	44,27	168,50
16	94,15	54,21	5,60	36,38	-	46,21	174,03
17	97,05	57,69	4,25	36,38	-	48,00	179,31
18	99,83	61,09	2,82	36,29	-	49,67	184,37

FONTE: Resultados da pesquisa.

Verifica-se assim que dado um choque nos pedidos de recuperação judicial, há um elevado componente de inercialidade nesta variável, com efeito positivo de retroalimentação. Ainda que as outras variáveis sejam importantes para compreensão do fenômeno, choques em pedidos de recuperação influenciam com mais proeminência esses próprios pedidos. Como dito, os pedidos de recuperação judicial responderam positivamente a choques nas variáveis do modelo, com exceção da taxa de crescimento econômico. Por tal razão, os resultados encontrados estão em linha com os esperados e apontados na tabela 1.

²² Especificamente, os resultados demonstram como um choque de um desvio padrão na variável explicativa provoca uma resposta acumulada nos requerimentos de recuperação judicial.

A segunda variável mais impactante foi concessões de crédito, evidenciando a importância de choques nessa para compreensão do fenômeno. Em terceiro lugar se identificou a taxa de crescimento econômico, em que choques nesta produzem um efeito negativo sobre os requerimentos de recuperação judicial. Em outras palavras, choques de crescimento econômico reduzem os pedidos de recuperação judicial, confirmando empiricamente o fato estilizado.

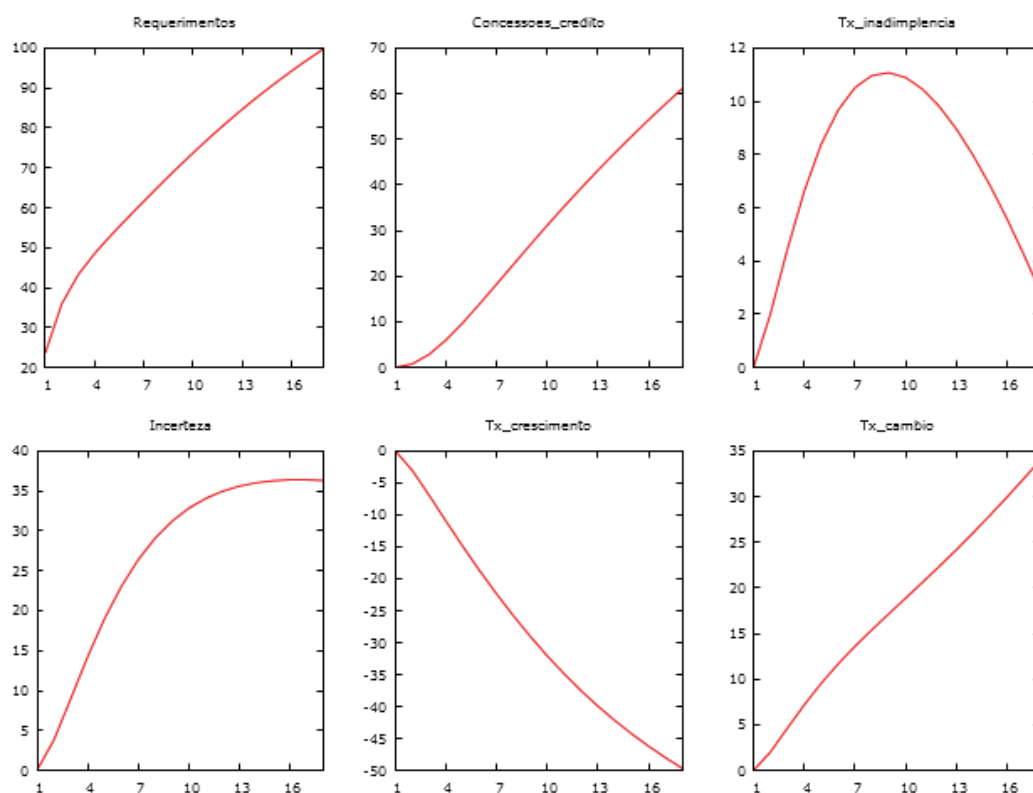
Relevante é o resultado atrelado à incerteza econômica, o qual evidenciou a importância de choques nesta no ambiente das recuperações judiciais. Em síntese, choques que elevam a incerteza no ambiente econômico produzem um efeito positivo sobre os pedidos de recuperação judicial, sendo elevado o impacto da incerteza. Salienta-se que o resultado foi mais expressivo do que o derivado de choques cambiais e da inadimplência. Trata-se de um resultado curioso e relevante.

Ainda de acordo com os resultados, e distinguindo das demais variáveis, choques na taxa de inadimplência produzem um efeito quase desprezível nos pedidos de recuperação ao longo de 18 meses, posto que todos foram expressivos ao longo do tempo.

Também chama atenção o resultado da taxa de câmbio, o qual foi positivo. Como exposto na seção 4, Fung (2008) sustenta que o resultado da taxa de câmbio é ambíguo sobre a economia, razão pela qual divergentes resultados podem ser encontrados. Para o caso do Brasil, esse estudo evidenciou que choques cambiais produzem um efeito positivo na demanda por recuperações judiciais. Em outras palavras, choques que produzem desvalorização da moeda brasileira elevam os pedidos por recuperação judicial de empresas.

Complementando a análise, abaixo é apresentada a figura 4, a qual representa a evolução temporal desses choques acumulados. Verifica-se que as variáveis requerimentos, concessões de crédito, taxa de crescimento econômico e taxa de câmbio produzem efeitos contínuos no tempo. Por sua vez, a incerteza econômica estabiliza seu efeito próximo do décimo quarto período, evidenciando assim que o efeito do choque se esgota com o tempo. Por fim, também chama atenção à taxa de inadimplência, que apresenta uma inflexão no efeito acumulado, em que próximo do décimo período o mesmo passa a ser negativo, distinguindo do resultado inicial. É o único caso em que há inflexão no comportamento face ao choque.

FIGURA 4 - FUNÇÃO RESPOSTA AO IMPULSO ACUMULADA DOS REQUERIMENTOS FACE A CHOQUES NAS VARIÁVEIS ENDÓGENAS.



FONTE: Resultados da pesquisa.

Por fim, indaga-se: como a estabilidade macroeconômica impacta nos pedidos de recuperação judicial? Na presente pesquisa, a estabilidade macroeconômica é investigada por variáveis exógenas ao modelo, especificamente, desvio padrão da taxa Selic, desvio padrão da taxa de câmbio real efetiva, desvio padrão da taxa de inflação (IGP-M) e desvio padrão do Índice de Atividade Econômica do Banco Central.

Acerca das condições de instabilidade macroeconômica, como a instabilidade das taxas de juros, a instabilidade cambial, a instabilidade dos preços (inflação) e a instabilidade das incertezas, os resultados obtidos não foram relevantes. Isso pois, ao nível de significância de 10%, não se obteve resultados estatisticamente significativos. Ou seja, verificou-se nesse estudo que as condições de instabilidade econômica não afetam significativamente os pedidos de recuperação, resultado esse oposto das condições macroeconômicas.

TABELA 7 – ANÁLISE DOS RESULTADOS PARA AS VARIÁVEIS EXÓGENAS DO VAR.

Variável	Coefficiente	t	P-valor
DP_SELIC (σ_i)	-127,451	-1,471	0,143
DP_CAMB ($\sigma\theta$)	-1,825	-1,024	0,307
DP_INF ($\sigma\varepsilon$)	23,507	1,269	0,206
DP_IBC ($\sigma\gamma$)	-3,937	-1,292	0,198

FONTE: Resultados da pesquisa.

Não é objetivo da pesquisa explicar este fenômeno, mas uma possível justificativa pode derivar do quadro econômico ao qual o Brasil tem vivenciado desde os anos 1970. Desde então, o país tem passado por expressivos choques econômicos e flutuações expressivas de renda, situação esta que pode ter “ensinado” as empresas a lidar com a situação de instabilidade econômica.

Os resultados obtidos são importantes, tendo em vista que se observou para o caso brasileiro que as condições macroeconômicas prévias são importantes para explicar o evento do requerimento de recuperação judicial, mas o mesmo não pôde ser estatisticamente demonstrado a respeito da estabilidade macroeconômica.

Trata-se de um resultado em linha com o apresentado na literatura internacional acerca das condições macroeconômicas, mas que distingue do observado acerca da estabilidade macroeconômica. Especificamente, Bhattacharjee et al. (2009a) encontrou evidências para o Reino Unido de que a instabilidade macroeconômica impacta positivamente sobre o risco da bancarrota empresarial. É importante frisar que na pesquisa ora elaborada se mensurou a instabilidade por meio de desvio-padrão das variáveis. No trabalho anteriormente citado, o autor calculou a amplitude da flutuação como medida de instabilidade, contudo, sem justificar a razão dessa técnica.

Quando confrontados os resultados com a literatura consultada, o presente trabalho endossou o resultado de Box (2007), o qual sustenta que a questão temporal e o ambiente macroeconômico impactam decisivamente no processo da bancarrota empresarial. No caso, os resultados empíricos estão em linha com o argumento de Altman e Hotchkiss (2011), o qual sustenta que pelo lado macroeconômico, a bancarrota empresarial se associa com as fases descendentes dos ciclos econômicos. Bhattacharjee et al. (2009a) constatou que o ambiente macroeconômico é crucial no processo de determinação da bancarrota empresarial, sendo pontuado ainda que o risco de bancarrota empresarial é contracíclico. Na presente pesquisa, o mesmo resultado foi observado. Também Bhattacharjee et al.

(2009b) evidenciaram que o impacto do quadro econômico na bancarrota empresarial é muito superior no Reino Unido quando comparado aos EUA, em virtude da norma americana flexibilizar a falência e proporcionar a reestruturação empresarial por meio das recuperações judiciais, derivada do capítulo 11 da lei americana de insolvência. No estudo ora desenvolvido, constatou-se que as flutuações econômicas impactam decisivamente nos pedidos de recuperação judicial, sendo este um resultado em linha com o da pesquisa citada. Também, Bonfim (2009) salientou a importância da conjuntura macroeconômica para o risco de crédito e de insolvência empresarial. Os resultados obtidos na presente pesquisa evidenciaram que a conjuntura macroeconômica é decisiva na bancarrota empresarial, e que aumentos nas concessões de créditos possuem efeito positivo nos pedidos de recuperação judicial. Nesse sentido, verifica-se aderência nos resultados dos trabalhos.

Por fim, a pesquisa de Bloom et al. (2018) ressaltou a relevância da incerteza na economia, a qual opera de forma contracíclica na renda. Bezerra (2017) evidenciou que a incerteza influencia o comportamento de diversas variáveis macroeconômicas no Brasil, como o Índice de Atividade Econômica, Produção Física da Indústria e na Taxa de Desemprego. Como resultados encontrados na pesquisa ora desenvolvida, observou-se que a incerteza econômica corresponde a evento relevante no processo de requerimento da recuperação, demonstrando-se ser a incerteza uma variável que impacta de forma positiva sobre os pedidos de recuperação judicial. Assim sendo, a mesma se constitui em elemento importante até mesmo no caso das recuperações judiciais de empresas.

De forma geral, os resultados dessa pesquisa evidenciam a necessidade de se estudar o evento da insolvência empresarial para se estudar o fenômeno da recuperação judicial, ponderando-se os eventos macroeconômicos. Não obstante, constatou-se que o evento da instabilidade da conjuntura macroeconômica é, em princípio, menos importante no caso brasileiro do que a conjuntura macroeconômica.

6) CONCLUSÃO

Este trabalho contribuiu com a literatura ao aprofundar o debate sobre o tema da recuperação judicial, bem como trazer evidências empíricas para o caso

brasileiro acerca da relação entre a macroeconomia e os pedidos de recuperação judicial.

Nesta pesquisa, argumentou-se que a recuperação judicial se insere no contexto de insolvência empresarial, e a conjuntura macroeconômica impacta mais intensamente com defasagens na insolvência e nos requerimentos de recuperação judicial. O resultado empírico encontrado nessa pesquisa corrobora com este ponto. Por tal razão, pode-se afirmar que o tempo importa para compreensão do processo de insolvência empresarial e da demanda por recuperação judicial de empresas.

Objetivamente, o presente artigo teve como finalidade responder a seguinte questão: como as condições macroeconômicas e a estabilidade macroeconômica impactam nos pedidos de recuperação judicial? Para tanto, recorreu-se a um VAR composto por seis variáveis endógenas e quatro variáveis exógenas, abrangendo dados mensais de 2006 até 2018.

Os resultados obtidos são importantes, tendo em vista que se observou para o caso brasileiro que as condições macroeconômicas são importantes para compreender o evento do requerimento de recuperação judicial, mas o mesmo não pôde ser estatisticamente demonstrado a respeito da estabilidade macroeconômica. Isto pois, neste caso não se verificou significância estatística nos resultados. Trata-se de um resultado em linha com o apresentado na literatura internacional acerca das condições macroeconômicas, mas que distingue do observado acerca da estabilidade macroeconômica.

Quanto aos resultados das condições macroeconômicas, observou-se empiricamente no modelo que choques na taxa de crescimento econômico impactam negativamente sobre os requerimentos setoriais de recuperação judicial, de forma que choques que produzem aumentos no indicador de crescimento reduzem os requerimentos, e o oposto também se aplica. As demais variáveis endógenas do VAR apontaram resultados opostos, em que choques nas mesmas elevam tais requerimentos. Trata-se das seguintes variáveis: concessões de capital de giro, inadimplência dessas operações de giro, taxa de câmbio e índice de incerteza econômica.

Por fim, chamou atenção também a relevância da incerteza econômica, sendo essa uma variável destacada dentro dos resultados obtidos, inclusive produzindo impactos mais expressivos do que a taxa de câmbio e a taxa de inadimplência. Tão importante, os resultados para o caso da incerteza econômica

estão em linha com os previstos teoricamente e com os avanços recentes obtidos pela literatura do tema, demonstrando que a mesma se constitui em elemento importante até mesmo no caso das recuperações judiciais de empresas.

REFERÊNCIAS

- ALTMAN, E. I; HOTCHKISS, E. **Corporate financial distress and bankruptcy: predict and avoid bankruptcy, analyze and invest in distressed debt**. 3 ed. Hoboken: Joh Wiley & Sons, 2011.
- BACHMANN, R., ELSTNER, S. & SIMS, E. R. Uncertainty and economic activity: Evidence from business survey data. **American Economic Journal: Macroeconomics** v. 5, n.2, p. 217–249, 2013.
- BEZERRA, I. Índice de Incerteza Empresarial - Uma Abordagem Usando Microdados de Sondagens. **Economia Aplicada**, v. 21, n.4, p. 659-679, 2017.
- BHATTACHARJEE, A. et al. Macro Economic instability and business exit: determinants of failures and acquisitions of large UK firms. **Economica**, v. 76, n. 301, p. 108-131, 2009 (a).
- BHATTACHARJEE, A., et al. Macroeconomic Instability and Corporate Failure: The Role of the Legal System. **Review of Law & Economics**, v. 5, n.1, p. 1-32, 2009 (b).
- BLOOM, N. et al. Really Uncertain Business Cycles. **Econometrica**, 86: 1031-1065, 2018.
- BONFIM, D. Credit risk drivers: Evaluating the contribution of firm level information and of macroeconomic dynamics. **Journal of Banking & Finance**, v. 33, p. 281-299, 2009.
- BOX, M. The death of firms: exploring the effects of environment and birth cohort on firm survival in Sweden. **Small Business Economics**, v. 31, n. 4, p. 379-393, 2008.
- BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. 2.ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.
- COSTA FILHO, A. E. d. Incerteza e atividade econômica no Brasil, **Economia Aplicada** v. 18, n. 3, p. 421–453, 2014.
- FUNG, L. Large real exchange rate movements, firm dynamics, and productivity growth. **Canadian Journal of Economics**, v. 41, n. 2, p. 391-424, 2008.
- GREENE, W. H. **Econometrics analysis**. New Jersey: Pearson Education, 2003.

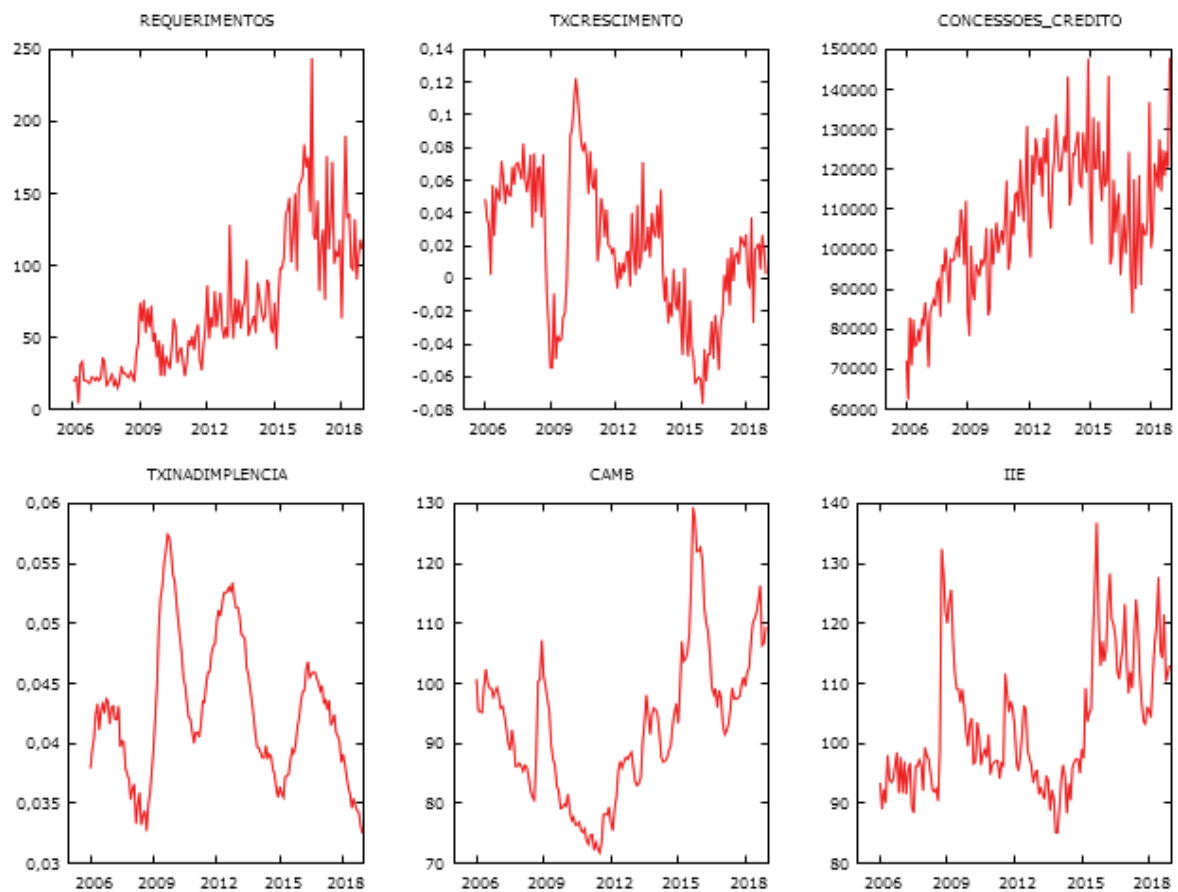
SIMS, C; A., J. H. STOCK; M. W. WATSON. Inference in linear time series models with some unit roots. **Econometrica**, v.58, p.113-144, 1990.

HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. Princeton: Princeton Press, 1994.

SCHUERMANN, T. O que sabemos sobre a perda em função de default? In: ALTMAN, E; RESTI, A; SIRONI, A. **Mensuração e análise da recuperação de crédito**. 1ª edição. Rio de Janeiro: Qualitymark editora, 2006. p. 3-24.

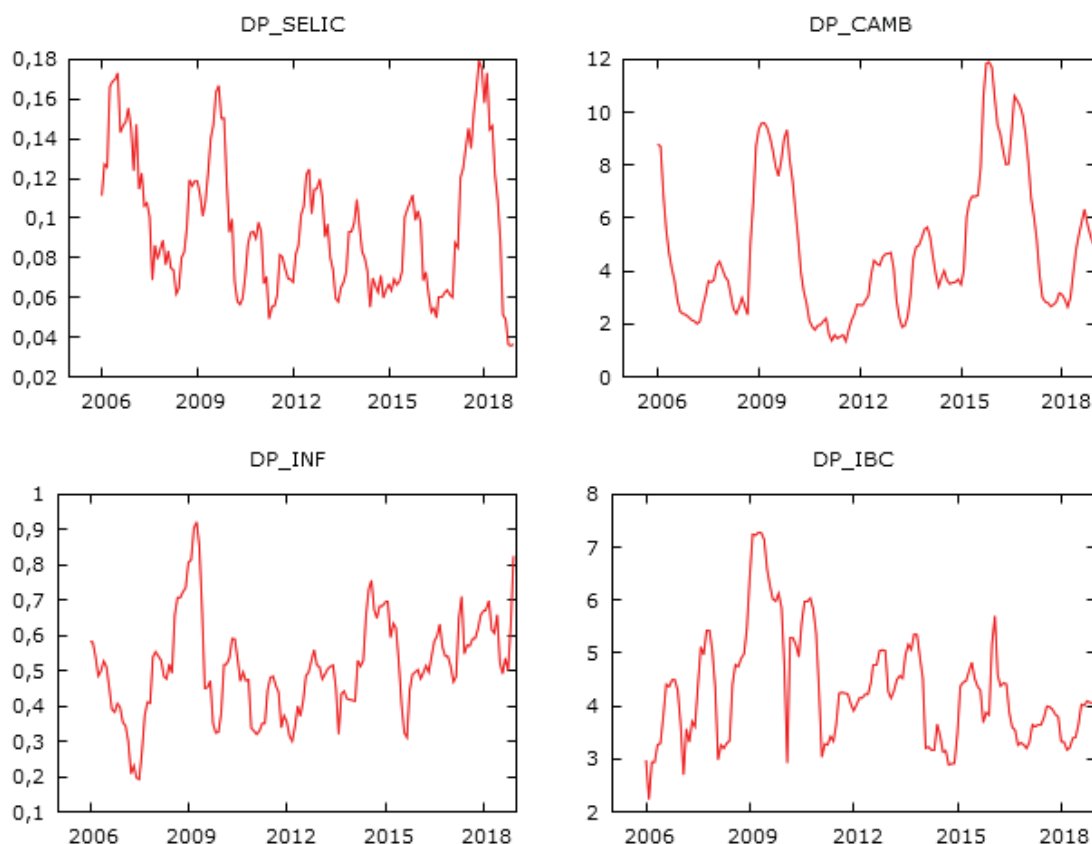
ANEXOS

ANEXO 1 – VARIÁVEIS ENDÓGENAS DO MODELO.



FONTE: Dados da pesquisa. Elaboração do autor.

ANEXO 2 – VARIÁVEIS EXÓGENAS DO MODELO.



FONTE: Dados da pesquisa. Elaboração do autor.

ANEXO 3 – VERIFICAÇÃO DE ESTABILIDADE DO MODELO ESTIMADO: RAÍZES DO POLINÔMIO CARACTERÍSTICO.

Raiz	Módulo
0,994	0,994
$0,860 - 0,018504i$	0,860
$0,860 + 0,018504i$	0,860
0,692	0,692
$0,384 - 0,043196i$	0,386
$0,384 + 0,043196i$	0,386

FONTE: resultados da pesquisa. Elaboração do autor.

Conclusão: condição de estabilidade satisfeita – inverso das raízes unitárias dentro do círculo unitário.

ANEXO 4 – TESTE DE AUTOCORRELAÇÃO DE BREUSCH-GODFREY NO MODELO ESTIMADO.

Lags	P-valor
1	0,117
2	0,103
3	0,098
4	0,114
5	0,123
6	0,093

FONTE: resultados da pesquisa. Elaboração do autor.

CONCLUSÃO: não se rejeita ao nível de 5% a hipótese de ausência de correlação serial nos erros.

PREVISÃO DE INSOLVÊNCIA DE EMPRESAS NÃO FINANCEIRAS NO BRASIL: UM ESTUDO PARA OS ANOS DE 2013 A 2018

Resumo: Este trabalho contribui com a literatura ao investigar o fenômeno da insolvência empresarial no Brasil no período entre os anos de 2013 a 2018, identificando fatores chaves que explicam o processo de insolvência das empresas não financeiras brasileiras. Especificamente, a presente pesquisa tem como finalidade responder à seguinte pergunta: Para o caso brasileiro, quais são as variáveis relevantes para prever o risco de insolvência de empresas não financeiras? Nesse sentido, foram desenvolvidos dois modelos empíricos para previsão de insolvência, sendo um modelo de Cox e outro modelo logístico. Os resultados dessa pesquisa evidenciaram a aplicabilidade e eficácia dos dois métodos, ainda que constatada superioridade do modelo logístico enquanto método preditor da insolvência de empresas não financeiras no Brasil, o qual se alicerça em indicadores de liquidez, de rentabilidade, de endividamento e de rotatividade no processo de previsão.

Palavras-chave: recuperação judicial; bancarrota; previsão;

JEL classification: C53, G33, K12

1) INTRODUÇÃO

Nas economias de mercado, a contínua entrada e saída de empresas se constitui em um componente natural da dinâmica econômica. Ensinam Altman e Hotchkiss (2011) que a bancarrota corresponde a um mecanismo de mercado que exclui de operação os negócios ineficientes, renovando o próprio mercado e possibilitando o preenchimento de espaços por meio de negócios eficientes.

De forma geral, as empresas são criadas almejando-se uma existência perpétua. Contudo, frequentemente as mesmas não conseguem se manter economicamente viáveis e solventes. Nesse caso, surge a questão: o que fazer com essas empresas?

Para Altman e Hotchkiss (2011), tendo em vista a existência de custos inerentes ao fracasso dessas corporações, leis foram estabelecidas ao redor de todo o mundo com a finalidade de: 1) proteger os direitos contratuais das partes

envolvidas; 2) possibilitar a liquidação ordenada de ativos improdutivos, gerando assim uma massa de créditos; 3) quando considerado viável e desejável, prover renegociação de dívidas, a fim de dar ao devedor tempo para o mesmo se reestruturar e assim sair do processo como uma entidade renovada e em existência. O caso 2 corresponde ao processo de falência judicial empresarial, enquanto que o caso 3 corresponde ao processo de reestruturação ou recuperação judicial empresarial.

Tanto a falência judicial empresarial quanto a recuperação judicial empresarial são procedimentos disponíveis na maioria dos países e se alicerçam na seguinte premissa: se o valor econômico de uma empresa em funcionamento for maior que seu valor econômico de liquidação, a empresa deve ser possibilitada de se reestruturar, renegociar seu passivo e continuar a existir. Em sentido oposto, se os ativos da empresa são maiores quando liquidados, a liquidação da empresa é a alternativa preferível (AGHION, HART E MOORE, 1994).

Embora seja um componente natural da dinâmica econômica, a saída das empresas gera perdas econômicas para diversos agentes, dentre os quais os acionistas da empresa, os seus credores, os colaboradores da mesma, seus fornecedores e até mesmo o setor público, tendo em vista as perdas sofridas com os créditos tributários. Também, constata-se que anualmente dezenas de bilhões de reais derivados de créditos concedidos a empresas insolventes são submetidos ao sistema judiciário brasileiro. Isto posto, verifica-se a relevância do estudo da insolvência empresarial.

Numa economia de mercado, em que os riscos empresariais são inerentes ao sistema e possuem impactos em diversos agentes econômicos, é de extrema importância se evitar a insolvência empresarial e as perdas que dela decorrem. Nesse sentido, é desejável se ter um método quantitativo confiável para avaliação do quadro empresarial. Uma empresa pode não estar em estágio de insolvência em certo momento, mas diversos eventos podem ocorrer, os quais podem agravar a situação empresarial e levá-la à insolvência. Com efeito, a insolvência empresarial não é um resultado instantâneo, mas sim um processo gradual e progressivo que tende a evoluir com o tempo. Por tal razão, modelar o risco de insolvência empresarial é de interesse não apenas das empresas, mas também dos demais agentes econômicos que a ela estão conectados. Como ensinam Brito e Assaf Neto (2008), esse problema se relaciona propriamente com o risco de crédito, mais

especificamente, o risco de *default*, o qual está associado à probabilidade de ocorrência de um evento de *default* com o tomador do crédito em certo período de tempo.

Nessa perspectiva, diversos estudos analisaram o risco de insolvência no Brasil, especialmente para o setor bancário. Destacam-se Matias e Siqueira (1996), Rocha (1999), Janot (2001), Bressan, Braga e de Lima (2004), Bressan, Braga e Bressan (2004) e mais recentemente Rosa e Gartner (2018). Para o setor não bancário, citam-se os trabalhos de Kanitz (1978), Altman, Baidya e Dias (1979), Sanvicente e Minardi (1998), Yim e Mitchell (2005), Guimarães e Moreira (2008), Brito e Assaf Neto (2008) e Rezende et al. (2017).

Ainda assim, não se encontrou na literatura trabalho que trate da previsão de insolvência empresarial não bancária no Brasil em que concomitantemente: 1) analise o período posterior à introdução da lei recuperacional brasileira (lei nº 11.101/2005); 2) que se alicerce na definição de insolvência como derivada do pedido de reestruturação empresarial por meio dos tribunais; 3) que empregue análise de sobrevivência e compare-a com um modelo preditor logístico.

O presente estudo tem como objetivo estudar o fenômeno da insolvência empresarial no Brasil no período entre os anos de 2013 a 2018, identificando fatores chaves que explicam o processo de insolvência das empresas brasileiras. Especificamente, a presente pesquisa tem como finalidade responder à seguinte pergunta: para o caso brasileiro, quais são as variáveis relevantes para prever o risco de insolvência de empresas não financeiras?

Justifica-se à elaboração dessa pesquisa pelos seguintes fatores: 1) a relevância e crescimento do tema da insolvência empresarial, vista sob a ótica da lei recuperacional brasileira; 2) a parca literatura empírica que trata da questão da insolvência empresarial no Brasil; 3) a importância de se ter modelos quantitativos atualizados que expliquem com elevada precisão o processo de insolvência das empresas não financeiras brasileiras.

Adicionalmente, a importância dessa análise está relacionada não apenas com a compreensão do processo de insolvência, mas também com a tomada de

decisão em nível empresarial e também com a concessão de crédito às empresas²³. A aplicabilidade dos resultados está relacionada com a verificação da importância de indicadores econômico-financeiros para a previsão de insolvência empresarial.

O presente artigo é dividido em cinco seções: posterior a esta introdução, apresenta-se a revisão da literatura. Após, apresenta-se a metodologia e a fonte de dados. Na quarta seção são apresentados os resultados. Por fim, a conclusão da pesquisa.

2) REVISÃO DA LITERATURA

Em resumo, como argumentam Guimarães e Moreira (2008), basicamente, até a década de 1980, os principais modelos de previsão de insolvência eram elaborados por meio de análise discriminante²⁴, sendo que a partir desta década surgiram os modelos baseados em análise logística e análise de sobrevivência, e posteriormente, outras técnicas, como redes neurais e algoritmos genéticos. Essas técnicas foram empregadas tanto em empresas do setor financeiro, como também em empresas do setor não financeiro.

No que diz respeito aos trabalhos elaborados para o setor bancário brasileiro, destacam-se Matias e Siqueira (1996), Rocha (1999), Janot (2001), Bressan, Braga e de Lima (2004), Bressan, Braga e Bressan (2004) e Rosa e Gartner (2018).

Matias e Siqueira (1996) aplicaram um modelo logístico para uma amostra de 16 bancos falidos entre 1994/1995 e 20 bancos não falidos nesse período, empregando indicadores financeiros das instituições. O melhor modelo classificou corretamente 87% dos bancos falidos e 95% dos bancos não falidos.

Rocha (1999) também usou indicadores contábeis de 15 bancos falidos no Brasil entre 1994 a 1995 e de 17 bancos não falidos, porém empregando um modelo de risco proporcional de Cox. Como resultado, verificou uma precisão de classificação relativamente alta do evento de falência, em que a mesma foi

²³ Tendo em vista que as concessões de crédito são afetadas pelo risco de crédito. O risco de crédito pode ser avaliado a partir do risco de *default*, o qual está associado à probabilidade de ocorrência de um evento de *default* por parte do devedor.

²⁴ A pesquisa inaugural foi o trabalho de Altman (1968), elaborado para os EUA, sendo que a mesma técnica foi introduzida no Brasil por Kanitz (1978).

corretamente prevista em 70% dos casos, e a não falência foi corretamente prevista em 60% dos casos.

Janot (2001), estudando o período de 1995 a 1996, usou indicadores financeiros de 21 bancos liquidados e 40 bancos solventes, empregando dois modelos, um logístico e um de Cox. Para o primeiro modelo, a previsão de insolvência bancária construído classificou corretamente 91,8% dos bancos, correspondendo a 95% dos solventes e 85,71% dos insolventes. Já no modelo de Cox, a previsão da situação do banco foi correta em 95% dos bancos, considerando o prazo de até seis meses.

Bressan, Braga e de Lima (2004), avaliou o período de 1998 a 2001 a partir de indicadores financeiros de 103 cooperativas de crédito do Estado de Minas Gerais, das quais 11 insolventes e 92 solventes, também se alicerçando em um modelo logístico. Como resultado, obteve que o modelo ajustado apresentou 97,09% de classificação correta das cooperativas. Das cooperativas insolventes, houve um acerto de 81,82% dos casos. Nas cooperativas solventes, o modelo apresentou 98,91% de classificação correta.

Bressan, Braga e Bressan (2004) variaram o estudo anterior, com a mesma base de dados, porém, substituindo o modelo logístico por um modelo de risco proporcional de Cox. No caso, constataram que os indicadores importantes para avaliar o risco relativo de insolvência foram os índices de liquidez geral, encaixe e de despesas com pessoal.

Já Rosa e Gartner (2018) propuseram um modelo de alerta antecipado para previsão de eventos de estresse financeiro em instituições bancárias brasileiras. Inicialmente, avaliou-se um conjunto de indicadores econômico-financeiros para discriminação de situações de insolvência bancária. Para essa finalidade, empregaram-se regressões logísticas multivariadas, tendo como variáveis independentes indicadores financeiros de adequação de capital, qualidade dos ativos, qualidade da gestão, lucratividade e liquidez. A análise empírica considerou uma amostra de 142 instituições financeiras de capital aberto ou fechado, de controle público ou privado, acompanhadas mensalmente no período de 2006 a 2014. Concluíram que indicadores típicos de análise de balanço são significativos para as sinalizações antecipadas de situações de estresse financeiro em bancos brasileiros.

Kanitz (1978) foi o pioneiro no Brasil no uso de análise discriminante para estudo de insolvência empresarial – não bancária. O trabalho foi elaborado se baseando na pesquisa de Altman (1968). O autor construiu o citado “termômetro de insolvência empresarial”, buscando classificar e prever a insolvência, utilizando como fator de insolvência dados contábeis das empresas, a saber: (1) lucro líquido sobre patrimônio líquido; (2) ativo circulante mais realizável no longo prazo sobre exigível total; (3) ativo circulante menos estoque sobre passivo circulante (liquidez seca); (4) ativo circulante sobre passivo circulante (liquidez corrente); e (5) exigível total sobre patrimônio líquido. Como resultado, apontou que valores abaixo de -3 indicam que a empresa se encontra na zona de insolvência. Salienta-se que quanto menor esse valor, mais próxima da falência estará a empresa. A área do “termômetro de insolvência”, compreendida entre 0 e -3 , é o que se chamou de “penumbra”, ou seja, uma área indefinida e de risco. Já os valores acima de zero representam solvência empresarial.

Altman, Baidya e Dias (1979) empregaram análise discriminante para classificar e prever a falência de empresas no Brasil. Esta pesquisa também foi alicerçada no trabalho de Altman (1968). O trabalho foi desenvolvido abarcando o período de 1973 a 1976, utilizando uma amostra de 23 empresas insolventes e 35 empresas solventes. O trabalho também empregou dados contábeis das empresas, alicerçando-se nas variáveis obtidas em Altman (1968), quais foram: ativo circulante menos passivo circulante sobre ativo total; não exigível menos capital aportado (que consiste nas reservas mais lucros acumulados) sobre o ativo total; lucros antes dos juros e impostos sobre o ativo total; patrimônio líquido sobre exigível total; vendas sobre ativo total. Como resultados, constataram que o modelo de previsão teve uma precisão de 88% na classificação de empresas quando utilizado um ano antes do evento da insolvência e 78% quando aplicado com três anos de antecedência.

Sanvicente e Minardi (1998) também empregaram análise discriminante para classificar e prever a insolvência de empresas no Brasil. O trabalho abarcou o período de 1986 a 1998, utilizando-se de dados contábeis de empresas, tendo uma amostra de 37 empresas que tiveram concordata e de 81 empresas que não a tiveram. Três modelos foram desenvolvidos, analisando-se 14 indicadores financeiros distintos. Como resultados, constataram que o melhor modelo classificou corretamente 81,8% dos casos de concordata e 80% dos casos em que não houve concordata, em ambos os casos, para o período de um ano antes da ocorrência do

evento. Além disso, o autor ressaltou que se perde poder preditivo à medida que o período analisado se afasta do evento da concordata, e que os indicadores financeiros que possuem maior poder de previsão de concordata são os índices de liquidez.

Yim e Mithchell (2005) analisaram o desempenho das redes neurais híbridas para prever falência de empresas no Brasil. Esta técnica foi comparada com modelos estatísticos tradicionais, como a análise discriminante e modelos logísticos. No caso, a amostra da pesquisa consistiu em 121 empresas brasileiras, 29 das quais falidas²⁵, observando os anos de 1999 e 2000. Na pesquisa, foram empregados indicadores financeiros das empresas. Os resultados apontaram que as redes neurais híbridas²⁶ tiveram desempenho superior as outras técnicas estatísticas um ano antes do evento. O melhor modelo obtido conseguiu classificar corretamente 93% das empresas falidas e 100% das empresas não falidas. As variáveis deste modelo consistiram em: retorno sobre o capital empregado; retorno sobre o ativo total; rotatividade dos ativos líquidos; grau de solvência; grau de alavancagem. Por fim, salientaram que para o caso brasileiro, as falências empresariais são mais bem explicadas pelo *quantum* monetário e por quanto tempo são tomados empréstimos, quão bem são administrados esses fundos e com que rapidez se paga os financiamentos.

Guimarães e Moreira (2008) desenvolveram um modelo de previsão de insolvência de empresas baseado em indicadores financeiros, com o uso da análise discriminante. O trabalho abarcou o período de 1994 a 2003, utilizando-se de dados contábeis de empresas de capital aberto. Alicerçando-se nesses dados, investigaram variáveis relacionadas à estrutura de ativos, estrutura de capital, geração de caixa, liquidez e eficiência operacional. Como resultados, verificaram que o modelo proposto apresentou índice de acerto de 88,6%, sendo a função discriminante composto pelos seguintes grupos de variáveis: 1) estrutura dos ativos; 2) estrutura de capital; 3) geração de caixa. Por fim, finalizaram a pesquisa argumentando que o modelo proposto tem bom índice de acerto nas predições, credenciando-o como ferramenta importante na gestão de risco de crédito das empresas não financeiras no Brasil.

²⁵ Os dados empregados das empresas falidas foram as últimas demonstrações financeiras emitidas antes da empresa falir.

²⁶ Ou seja, que combinam as duas outras técnicas estatísticas descritas com uma rede neural.

Rezende et al. (2007) desenvolveram um modelo de previsão de dificuldade financeira, utilizando-se regressão logística com dados em painel, a partir de dados de empresas brasileiras de capital aberto entre 2001 e 2014. O modelo contemplou além de variáveis financeiras, variáveis de expectativa de mercado e setoriais. Como resultados, identificaram as variáveis de expectativa do produto interno bruto e as variáveis financeiras de liquidez seca, giro do ativo e patrimônio líquido sobre passivo para prever o fenômeno. O estudo sugeriu o uso do conceito de dificuldade financeira como uma etapa predecessora da insolvência e apresentou um modelo de previsão de dificuldade financeira com poder de acerto de 89% dos casos.

Brito e Assaf Neto (2008) desenvolveram um modelo de classificação de risco para avaliar o risco de crédito de empresas no Brasil. O modelo teve como amostragem empresas de capital aberto classificadas como solventes ou insolventes no período de 1994 a 2004. Para tanto, empregou-se uma regressão logística, a partir de dados contábeis dessas empresas. Os resultados apontaram que o modelo de classificação de risco desenvolvido conseguiu prever a insolvência com um ano de antecedência com boa acurácia. As variáveis encontradas como explicativas do fenômeno foram lucros retidos sobre ativo, endividamento financeiro, capital de giro líquido e saldo de tesouraria sobre vendas. Concluíram assim que as demonstrações contábeis contêm informações que possibilitam com bom nível de acerto a classificação das empresas como prováveis solventes ou prováveis insolventes.

3) METODOLOGIA E FONTE DE DADOS

No presente trabalho, serão empregados dois métodos para desenvolvimento de modelos de previsão de insolvência de empresas não financeiras. Especificamente, será aplicada a análise de sobrevivência por meio do modelo de risco proporcional de Cox (1972) e também será desenvolvido um modelo logístico, comparando os resultados de ambos.

O modelo de Cox é um importante modelo de análise de sobrevivência, o qual permite a análise de dados provenientes de estudos de tempo de vida (no presente caso, solvência) em que a resposta é o tempo até a ocorrência do evento de interesse, ajustado por covariáveis descritivas.

Embora seja mais conhecido por estudos na área biomédica, este modelo tem sido empregado em pesquisas empresariais e bancárias, sendo o mesmo particularmente interessante nesta pesquisa em virtude de sua possibilidade de apontar variáveis relevantes na insolvência, estimar a probabilidade de ocorrência da insolvência e prever estimativas de tempo provável até ocorrência dessa insolvência.

Nesses estudos de sobrevivência, a função de sobrevivência é uma das funções probabilísticas principais para descrever estudos na área²⁷. Especificamente, a função de sobrevivência é definida como a probabilidade de uma observação (empresa) não falhar (permanecer solvente) até um certo tempo t , ou seja, trata-se da probabilidade dessa observação sobreviver (permanecer solvente) até este tempo definido. Logo:

$$S(t) = P(T \geq t);$$

De forma que a função de distribuição acumulada é definida como a probabilidade de uma observação não sobreviver ao tempo t , o que implica que $F(t) = 1 - S(t)$. Aplicando-se ao presente caso, da equação anterior se identifica a probabilidade de uma empresa permanecer solvente mais do que t períodos, apresentando-se a função de sobrevivência:

$$S(t) = P(T \geq t) = 1 - F(t);$$

Sendo $F(t)$ a função de distribuição acumulada até a insolvência empresarial e a função densidade de probabilidade igual a $f(t) = -S'(t)$.

Alternativamente, a probabilidade da falha (insolvência) ocorrer em um intervalo de tempo $[t_1, t_2)$ pode ser expressa pela função de sobrevivência como:

$$S(t_1) - S(t_2);$$

Assim, a taxa de falha nesse intervalo de tempo é definida como a probabilidade de que a falha (insolvência) ocorra neste intervalo, dado que não ocorreu antes de t_1 , dividida pelo comprimento do intervalo. Dessa forma, a taxa de falha no intervalo $[t_1, t_2)$ é assim expressa:

$$\frac{S(t_1) - S(t_2)}{(t_2 - t_1) S(t_1)};$$

²⁷ No presente caso, a função de sobrevivência é estimada pelo estimador não-paramétrico de Kaplan-Meier (Kaplan e Meier, 1958). Para a estimação dos parâmetros do modelo de Cox, em face do componente não paramétrico do modelo, emprega-se o método de verossimilhança parcial.

Redefinindo o intervalo temporal como $[t, t + \Delta t)$, a expressão acima assume a seguinte forma:

$$\lambda(t) = \frac{S(t) - S(t + \Delta t)}{\Delta t S(t)};$$

Considerando pequenas variações em Δt , $\lambda(t)$ representa a taxa de falha instantânea no tempo t condicional à sobrevivência até o tempo t . Com efeito, a função da taxa de falha $\lambda(t)$ (também chamada de função risco) é bastante útil para descrever a distribuição do tempo de solvência das empresas. Concluindo, a taxa de falha de T é, então, definida como:

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} = \frac{-S'(t)}{S(t)};$$

Sendo assim possível apurar a probabilidade de insolvência no próximo instante temporal, visto que a empresa permaneceu solvente até t . No modelo de Cox, a função risco é dada por:

$$\lambda(t) = \lambda_0(t)g(x'\beta) = \lambda(t) = \lambda_0(t) \exp(x'\beta);$$

Em que λ consiste na taxa de falha do grupo de tratamento e λ_0 consiste na taxa de falha do grupo de controle e β o vetor de parâmetros associados às covariáveis. Frisa-se que o modelo de Cox é composto pelo produto de dois componentes, um não paramétrico ($\lambda_0(t)$), denominado função de risco "*baseline*", o qual não é especificado e é uma função não negativa do tempo, e outro componente paramétrico, ($g(x'\beta) = \exp(x'\beta)$).

Este modelo é disseminado como modelo de taxas de falha proporcionais, tendo em vista que as taxas de falha de dois indivíduos distintos são constantes no tempo. Em outras palavras, a razão das funções de taxa de falha para os indivíduos i e j é assim definida:

$$\frac{\lambda(t|x_i)}{\lambda(t|x_j)} = \frac{\lambda_0(t)\exp\{x'_i\beta\}}{\lambda_0(t)\exp\{x'_j\beta\}} = \exp\{x'_i\beta - \{x'_j\beta\}$$

O que independe do tempo, como acima demonstrado. Assim, se um indivíduo no início do estudo tem uma taxa de falha igual a cinco vezes a de outro indivíduo, essa razão permanecerá constante ao longo do tempo. Com efeito, a suposição básica do modelo de Cox é que as taxas de falhas sejam proporcionais, assim como as taxas de falha acumuladas. Trata-se da suposição básica do modelo a constância nas taxas de falhas.

Por fim, a função sobrevivência reside no modelo de risco proporcional de Cox propriamente dito, que é empregada para estimar a probabilidade da empresa permanecer solvente mais que certo tempo definido, sendo representada por:

$$S(t_i|x_i) = \exp\left\{-\int_0^{t_i} \lambda_0(u)\exp\{x_i'\beta\}du\right\} = [S_0(t_i)]^{\exp\{x_i'\beta\}}$$

Para estimar o modelo proposto, é necessária uma amostra de empresas insolventes e a identificação de empresas solventes para servir como comparação, além dos dados contábeis das empresas. Então, é escolhido o horizonte de tempo relevante antes da insolvência. Tendo os coeficientes estimados, substituem-se os valores das variáveis exógenas na equação anterior, obtendo-se a função sobrevivência. Esta determina a probabilidade de uma empresa determinada e com certas características permanecer solvente por t períodos futuros.

Já a regressão logística consiste em método alternativo ao primeiro e representa os grupos de interesse (insolvência ou solvência) como sendo uma variável binária com valores de 0 ou 1. Essa metodologia foi especificamente elaborada para previsão de probabilidade de certo evento ocorrer. Frisa-se que para definir a relação limitada de 0 e 1, a regressão logística emprega a curva logística para representar a relação entre as variáveis independentes e a variável dependente. Ainda, a natureza não linear da transformação logística requer a estimação seja realizada pelo método de máxima verossimilhança²⁸, de modo a encontrar as estimativas mais prováveis para os coeficientes em análise. Em outras palavras, a regressão logística maximiza a probabilidade de ocorrência de certo evento.

Observou Wooldridge (2010) que a estimação de máxima verossimilhança é baseada na distribuição de y dado x, de modo que a heterocedasticidade em $\text{Var}(y|x)$ é automaticamente considerada. Nessa linha, salientaram Hair et al. (2009) que o problema de estimação da regressão logística reside na possibilidade de presença de multicolinearidade entre as variáveis exógenas. Dessa forma, necessária a verificação da presença de multicolinearidade quando empregado esse tipo de regressão. Por fim, por máxima verossimilhança e sob condições gerais, têm-

²⁸ A estimação dos parâmetros por mínimos quadros ordinários e por mínimos quadrados ponderados não se aplica ao caso. Ademais, é interessante que a probabilidade do evento ocorrer seja não linear, de modo que os valores das variáveis explicativas cresçam, a probabilidade possa convergir mais vagarosamente ao limite. Detalhamento acerca da metodologia logística e do método de estimação pode ser encontrado em Cameron e Trivedi (2005).

se estimadores consistentes, assintoticamente normais e assintoticamente eficientes.

Na pesquisa, modelando-se a questão de ocorrer ou não a insolvência empresarial, a variável dependente é binária, sendo:

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{se ocorrer a insolvência, com probabilidade } p \\ 0 & \text{se esta não ocorrer, com probabilidade } (1 - p) \end{cases}$$

Nesse caso, uma regressão por mínimos quadrados ordinários de y_i em x_i não impõe uma restrição à probabilidade de se limitar ao intervalo entre zero e a unidade. Assim, um modelo mais apropriado consiste no modelo logístico, o qual especifica que:

$$p = \frac{e^{x'\beta}}{1 + e^{x'\beta}}$$

Garantindo assim a condição de que $0 < p < 1$. Frisa-se que o modelo logístico surge quando as variáveis explicativas são a função densidade acumulada da distribuição logística. Assim, a estimação por máxima verossimilhança apresenta a estimativa do parâmetro.

No presente caso, a amostra das empresas contempladas no estudo observa o período entre os anos de 2013 a 2018²⁹. Tal amostra é composta por 10 empresas listadas na bolsa de valores brasileira (B3) que tiveram o pedido de recuperação judicial processado durante os anos de 2015 a 2018, sendo que outras 40 empresas listadas e que não passaram por recuperação judicial no período foram escolhidas como base de comparação. Os dados contábeis das empresas foram extraídos do portal da CVM (Comissão de Valores Mobiliários). A tabela 1 apresenta as empresas abrangidas na pesquisa.

Salienta-se que o critério de escolha das empresas componentes do grupo de comparação derivou da maior similaridade possível em relação ao setor, subsetor e segmento de comparação entre as empresas, conforme definição apresentada pela própria B3. Nesse sentido, Lane (1986) adotou critério similar, ainda que emparelhando apenas uma empresa solvente para cada empresa insolvente. Rocha (1999) desenvolveu seu modelo com 15 bancos insolventes e 17 bancos solventes. Janot (2001) analisou 21 bancos insolventes e 40 bancos solventes. Assaf Neto e Brito (2008) tiveram como amostragem 30 empresas insolventes emparelhadas com

²⁹ Isto pois, é efetuada análise com dados de até dois anos de antecedência. Como o período estudado é 2015 a 2018, necessitam-se dados desde 2013.

30 empresas solventes, usando a classificação setorial como critério de seleção das empresas emparelhadas. Rezende et al. (2017) trabalhou com um grupo de 25 empresas insolventes, emparelhando as mesmas com 25 empresas solventes. No caso, o setor foi o critério de seleção para a escolha das empresas solventes emparelhadas.

TABELA 1 – EMPRESAS LISTADAS NA B3 COMPONENTES DA ANÁLISE.

Observação	Empresa	Setor, subsetor e segmento	Data do pedido de recuperação judicial	Controles
1	Brasil Pharma	Saúde / Comércio e Distribuição / Medicamentos e Outros Produtos	09/01/2018	RAIA DROGASIL, DIMED, PROFARMA, FLEURY
2	Eternit	Bens Industriais / Construção e Engenharia / Produtos para Construção	19/03/2018	HAGA, PORTOBELLO, SONDOTECHNICA, MILLS
3	Hoteis Othon	Consumo Cíclico / Hoteis e Restaurantes / Hotelaria	29/11/2018	INTERNATIONAL MEAL COMPANY, T4F, LOCALIZA, CVC
4	Lutapech	Petróleo. Gás e Biocombustíveis / Petróleo. Gás e Biocombustíveis / Equipamentos e Serviços	25/05/2015	COSAN, ENAUTA PARTICIPAÇÕES, PETRO RIO, ULTRAPAR
5	OI	Telecomunicações / Telecomunicações / Telecomunicações	20/06/2016	TIM, TELEFÔNICA BRASIL, ALGAR TELECOM, JEREISSATI PARTICIPACOES
6	PDG Realty	Consumo Cíclico / Construção Civil / Incorporações	22/02/2017	MRV, EZTEC, JHSF, TRISUL
7	Pomifrutas	Consumo não Cíclico / Agropecuária / Agricultura	25/01/2018	BRASILAGRO, SLC AGRÍCOLA, TERRA SANTA, M.DIAS BRANCO
8	Livraria Saraiva	Consumo Cíclico / Comércio / Produtos Diversos	23/11/2018	LOJAS AMERICANAS, B2W, MAGAZINE LUIZA, VIAVAREJO
9	Viver incorporadora e construtora	Consumo Cíclico / Construção Civil / Incorporações	16/09/2016	RNI NEGÓCIOS IMOBILIÁRIOS, JOAO FORTES ENGENHARIA, GAFISA, CR2 EMPREENDIMENTOS IMOBILIARIOS
10	Wetzel	Bens Industriais / Material de Transporte / Material Rodoviário	03/02/2016	MARCOPOLO, TUPY, RANDON, FRAS-LE

FONTE: Elaboração do autor.

Como apontado na revisão de literatura, indicadores econômico-financeiros corriqueiramente são empregados para análise de empresas, e no presente estudo, foram utilizados diversos desses indicadores como variáveis explicativas, abrangendo categorias de liquidez, rentabilidade, endividamento e de atividade, seguindo a linha empregada pela literatura. Nessa perspectiva, como potenciais variáveis explicativas na previsão da insolvência empresarial, foram testados 14 indicadores, divididos em quatro grupos de análise (liquidez, rentabilidade, endividamento e atividade). Tais indicadores e suas definições são apresentados na tabela 2.

TABELA 2 – INDICADORES FINANCEIROS COMPONENTES DA ANÁLISE.

Indicador financeiro	Abreviação	Categoria de análise	Equação
Liquidez corrente	LC	Liquidez	$\frac{\text{Ativo circulante}}{\text{Passivo circulante}}$
Liquidez seca	LS	Liquidez	$\frac{(\text{Ativo circulante} - \text{estoques})}{\text{Passivo circulante}}$
Liquidez imediata	LI	Liquidez	$\frac{\text{Disponibilidades}}{\text{Passivo circulante}}$
Liquidez geral	LG	Liquidez	$\frac{(\text{Ativo circulante} + \text{Realizável a longo prazo})}{(\text{Passivo circulante} + \text{Passivo não circulante})}$
Margem líquida	ML	Rentabilidade	$\frac{\text{Lucro líquido}}{\text{Receita líquida}}$
Retorno sobre o ativo	RA	Rentabilidade	$\frac{\text{Lucro líquido}}{\text{Ativo total}}$
Retorno sobre o patrimônio líquido	RPL	Rentabilidade	$\frac{\text{Lucro líquido}}{\text{Patrimônio líquido}}$
Grau de endividamento	GE	Endividamento	$\frac{(\text{Passivo circulante} + \text{exigível a longo prazo})}{\text{Ativo total}}$
Participação de capitais de terceiros	PCT	Endividamento	$\frac{(\text{Passivo circulante} + \text{exigível a longo prazo})}{\text{Patrimônio líquido}}$
Composição do endividamento	CE	Endividamento	$\frac{\text{Passivo circulante}}{\text{Exigível total}}$
Índice de cobertura de juros	ICJ	Endividamento	$\frac{\text{Lucro operacional}}{\text{Despesas com juros}}$
Rotação do ativo	ROTA	Atividade	$\frac{\text{Receita operacional}}{\text{Ativo total}}$
Rotação do ativo circulante	ROTAC	Atividade	$\frac{\text{Receita operacional}}{\text{Ativo circulante}}$
Rotação dos estoques	ROTE	Atividade	$\frac{\text{Receita operacional}}{\text{Estoques}}$

FONTE: Elaboração do autor.

4) RESULTADOS

4.1 RESULTADOS DO MODELO DE COX

O modelo de risco proporcional de Cox, através do método *Forward Stepwise*³⁰ e considerando um ano de antecedência³¹, selecionou apenas três

³⁰ Nesse método, o modelo começa sem qualquer variável. Então, os 14 indicadores da tabela 2 são adicionados sequencialmente ao modelo se passarem no critério de seleção baseado em um p-valor definido na pesquisa, qual foi, 5%. A medida que uma nova variável é adicionada ao modelo, as variáveis anteriormente incluídas são avaliadas para exclusão. Aquelas que não forem significantes ao nível de significância definido são excluídas. Quando nenhum indicador puder mais ser adicionado ou removido, o algoritmo para.

³¹ Na pesquisa, tanto no modelo de Cox quanto no modelo logístico também foram realizados testes para verificação dos resultados com base em dados com dois anos de antecedência. Em ambos os casos os resultados obtidos foram inferiores quando comparados com os dados com um ano de antecedência.

indicadores como descritivos da previsão de insolvência empresarial. No caso, foram identificadas as variáveis liquidez corrente (LC), liquidez geral (LG) e participação de capitais de terceiros (PCT). Dessa forma, no modelo de Cox, apenas variáveis de liquidez e de endividamento são suficientes para análise do fenômeno da insolvência empresarial. A tabela 3 apresenta a síntese dos resultados obtidos.

TABELA 3 – RESULTADOS DO MODELO DE COX COM UM ANO DE ANTECEDÊNCIA.

Indicador	Coeficiente (β)	Risco relativo e^{β}	Desvio-padrão	p-valor
LC	-1,73037	0,17722	0,71529	0,0156
LG	-2,76272	0,06312	1,11057	0,0129
PCT	0,05817	1,05989	0,02762	0,0352
Likelihood ratio test = 41.82 on 3 df, p=4e-09 Wald test = 19.13 on 3 df, p=3e-04				

FONTE: Resultados da pesquisa. Elaboração do autor.

Interpretando os resultados do modelo empírico, são analisados os efeitos multiplicativos dos riscos de insolvência por meio dos antilogaritmos dos coeficientes de β de cada um dos três indicadores. Em outros termos, trata-se do risco relativo. No caso, tendo em vista que se obteve significância estatística em 5% para todos os indicadores, tem-se que sendo mantidas as outras covariáveis constantes, um acréscimo em uma unidade da liquidez corrente reduz o risco de insolvência empresarial em 0,17722 em média, ou seja, 82,28%. Por sua vez, mantendo-se as outras covariáveis constantes, um acréscimo em uma unidade da liquidez geral reduz o risco de insolvência empresarial em 0,06312 em média, ou seja, 93,69%. Por fim, mantendo-se as outras covariáveis constantes, um acréscimo em uma unidade da participação dos capitais de terceiros eleva o risco de insolvência empresarial em 1,059895 em média, ou seja, 5,99%.

Dessa forma, o modelo obtido evidencia a importância da liquidez no processo de previsão da insolvência empresarial, sendo o mesmo mais impactante do que propriamente o endividamento empresarial. Como esperado, há uma relação inversa entre liquidez e o risco de insolvência, ao mesmo tempo em que há uma relação direta entre endividamento e o risco de insolvência empresarial.

Como forma de validar o modelo de previsão proposto por meio do método de Cox, são analisados os erros cometidos no processo de previsão dentro da amostra, especificamente, os erros tipo I e erros tipo II. O erro tipo I decorre da incapacidade de apontar corretamente a insolvência empresarial, quando esta efetivamente

ocorre, enquanto que o erro tipo II decorre da incorreta classificação como insolvente uma empresa que na verdade permanece solvente.

Como resultados, constatou-se que o modelo desenvolvido com um ano de antecedência apresentou resultados satisfatórios quanto à classificação das empresas na amostra, conforme demonstrado na tabela 4.

TABELA 4 – PREVISÕES E ERROS DO MODELO DE COX COM UM ANO DE ANTECEDÊNCIA.

Ano	Erro I	Erros / total das insolventes	Erro II	Erros / total das solventes	Total de erros
2015	100%	1/1	4,08%	2/49	6%
2016	25%	¼	15,22%	7/46	16%
2017	20%	1/5	17,78%	8/45	18%
2018	20%	2/10	25%	10/40	24%
Média dos erros	41,25%		15,52%		16%
Média dos acertos	58,75%		84,48%		84%

FONTE: Resultados da pesquisa. Elaboração do autor.

No ano de 2015, constatou-se que apenas uma empresa se tornou insolvente, sendo que o modelo não conseguiu prever o caso com um ano de antecedência, cometendo um erro do tipo I, ao mesmo tempo em que incorretamente classificou duas empresas como insolventes com um ano de antecedência, cometendo dois erros do tipo II. E assim sucessivamente, para todos os anos até 2018. Considerando todo o período analisado, verificou-se que o modelo obtido foi eficaz ao prever corretamente com um ano de antecedência 84% dos eventos de solvência e de insolvência de empresas. No todo, embora o modelo tenha cometido em média mais erros do tipo I, o mesmo foi bastante satisfatório no processo preditivo.

4.2 RESULTADOS DO MODELO LOGÍSTICO

O modelo logístico desenvolvido, através do método *Forward Stepwise* e considerando um ano de antecedência, selecionou quatro indicadores como descritivos da previsão de insolvência empresarial. No caso, foram identificadas as variáveis liquidez corrente (LC), retorno sobre o ativo (RA), grau de endividamento

(GE) e rotação do ativo (ROTA). Dessa forma, no modelo logístico, variáveis de liquidez, de rentabilidade, de endividamento e de atividade são necessárias para análise do fenômeno da insolvência empresarial. Trata-se de um resultado mais interessante do que o anteriormente obtido pelo modelo de Cox, o qual empregou apenas variáveis de liquidez e de endividamento. A tabela 5 apresenta a síntese dos resultados obtidos do modelo, considerando um ano de antecedência ao evento da insolvência.

TABELA 5 – RESULTADOS DO MODELO LOGÍSTICO COM UM ANO DE ANTECEDÊNCIA.

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	z	p-valor
Constante (C)	0,818671	1,26353	0,6479	0,5170
LC	-3,18759	1,04809	-3,041	0,0024*
RA	-8,87504	2,43378	-3,647	0,0003*
GE	1,59511	0,735722	2,168	0,0302**
ROTA	0,440203	0,725723	0,6066	0,5441
R-quadrado de McFadden	0,578015		R-quadrado ajustado	0,378176
Log da verossimilhança	-10,55810		Critério de Akaike	31,11621
Critério de Schwarz	40,67632		Critério Hannan-Quinn	34,75675
R ² = 94%				
Número de casos corretamente previstos = 47 / 50				
Teste de razão de verossimilhança: Qui-quadrado(4) = 28,924 [0,0000]				

FONTE: Resultados da pesquisa. Elaboração do autor.

Interpretando os resultados, são analisados os coeficientes obtidos e os impactos que os mesmos possuem na previsão da probabilidade de insolvência empresarial. Cada coeficiente angular da equação é um coeficiente angular parcial e mede a variação no logit estimado para uma variação unitária do valor do regressor dado, mantendo os demais constantes.

No caso, mantendo-se as outras covariáveis constantes, um acréscimo em uma unidade da liquidez corrente reduz o logit estimado em 3,18759 unidades, sugerindo uma relação negativa entre a liquidez corrente e a probabilidade de insolvência empresarial. No caso do retorno sobre o ativo, mantendo-se as outras covariáveis constantes, um acréscimo em uma unidade desta reduz o logit estimado em 8,87504, evidenciando uma relação negativa entre o retorno sobre o ativo e a probabilidade de insolvência empresarial. Acerca do grau de endividamento, um acréscimo em uma unidade deste eleva o logit estimado em 1,59511 unidades, apontando uma relação positiva entre o grau de endividamento empresarial e a probabilidade de insolvência empresarial. Por fim, acerca da rotatividade do ativo,

não se obteve significância estatística do indicador, assim como no caso da constante. Dessa forma, o uso desses dois indicadores se faz necessário no modelo para coajustar as demais variáveis, ainda que os mesmos não sejam estatisticamente significativos no processo de previsão da probabilidade de insolvência empresarial. Concluindo, para as variáveis significativas ao nível de 5%, em todos os casos se verificou aderência entre o previsto teoricamente e os resultados constatados.

Dessa forma, o modelo obtido na regressão logística evidencia a importância dos indicadores de liquidez, rentabilidade e endividamento no processo de previsão da probabilidade de insolvência empresarial.

Como forma de validar o modelo logístico de previsão, são analisados os erros cometidos no processo de previsão dentro da amostra, especificamente, os erros tipo I e erros tipo II.

Como resultados, constatou-se que o modelo desenvolvido com um ano de antecedência apresentou resultados satisfatórios quanto à classificação das empresas na amostra, conforme evidenciado na tabela 6.

TABELA 6 – PREVISÕES E ERROS DO MODELO LOGÍSTICO COM UM ANO DE ANTECEDÊNCIA.

Descrição	Frequência	Percentual	Percentual acumulado
Empresas corretamente classificadas	47	94%	94%
Erro tipo I	3	6%	100%
Erro tipo II	0	0%	100%

FONTE: Resultados da pesquisa. Elaboração do autor.

Chama atenção o fato do modelo não ter cometido qualquer erro do tipo II, mas apenas três erros do tipo I. No caso, os erros cometidos ocorreram para os anos de 2016 (quando o modelo não previu corretamente à insolvência da Oi telecomunicações) e 2018 (quando o modelo não previu corretamente à insolvência da Eternit e da Livraria Saraiva). Para todos os demais casos, a previsão foi correta.

Assim, considerando todo o período analisado, tem-se que o modelo obtido foi bastante eficaz ao prever corretamente com um ano de antecedência 94% dos

eventos de solvência e de insolvência de empresas, resultado este superior ao modelo de Cox, o qual teve correção de 84% nas previsões.

4.3 VALIDAÇÃO DO MODELO: PREVISÃO FORA DA AMOSTRA

Como os modelos preditores de Cox e logístico apresentaram alto grau de acerto na classificação dentro da amostra, para se testar a eficácia geral dos resultados, é efetuada a aplicação desses modelos em outras empresas de fora da amostra. Para tanto, foram selecionadas 20 empresas não financeiras listadas na B3³² e que não foram parte da amostragem inicial, realizando-se as previsões com base em dados dos anos de 2017 e 2018, tanto no modelos de Cox quanto no logístico. Os resultados para o modelo de Cox constam na tabela 7 e os resultados para o modelo logístico constam na tabela 8.

TABELA 7 – PREVISÕES E ERROS DO MODELO DE COX COM UM ANO DE ANTECEDÊNCIA – VALIDAÇÃO FORA DA AMOSTRA.

Dados do ano	Erro I	Erros / total das insolventes	Erro II	Erros / total das solventes	Total de erros
2017	0%	0/2	33,33%	6/18	30%
2018	0%	0/2	33,33%	6/18	30%
Média dos erros	0%		33,33%		30%
Média dos acertos	100%		66,67%		70%

FONTE: Resultados da pesquisa. Elaboração do autor.

Com base nos dados de 2017, constatou-se que duas empresas estavam insolventes, sendo que o modelo conseguiu prever o caso com um ano de antecedência, sem cometer erro do tipo I, ao mesmo tempo em que incorretamente classificou seis empresas como insolventes com um ano de antecedência, cometendo seis erros do tipo II. E assim também para o ano de 2018. Considerando

³² Por meio de seleção aleatória. As empresas contempladas foram Nortec, Ouro Fino, Azevedo e Travassos, Mendes Júnior, Locamérica, Unidas, Dommo, Petrobrás, Liq participações, CSU Cardsystem, Tenda, Vale, Biosev, São Martinho, Arezzo, Grazziotin, Helbor, Recrusul e Tupy. Nesta amostragem, duas empresas se encontravam em recuperação judicial no período analisado: Mendes Júnior e Recrusul.

todo o período analisado, verificou-se que o modelo obtido foi eficaz ao prever corretamente com um ano de antecedência 70% dos eventos de solvência e de insolvência de empresas. Anteriormente, na amostra, o resultado de correção na previsão foi de 84%, mostrando assim que embora o modelo tenha sido menos eficaz no processo preditivo fora da amostra, o mesmo se mostrou bastante adequado para o estudo da previsão da insolvência de empresas.

TABELA 8 – PREVISÕES E ERROS DO MODELO LOGÍSTICO COM UM ANO DE ANTECEDÊNCIA – VALIDAÇÃO FORA DA AMOSTRA.

Descrição	Frequência	Percentual	Percentual acumulado
Empresas corretamente classificadas	31	94%	78%
Erro tipo I	1	3%	80%
Erro tipo II	8	20%	100%

Já o modelo logístico cometeu um erro do tipo I e oito erros do tipo II. No caso, o erro do tipo I derivou do fato do modelo não prever corretamente a insolvência da empresa Recrusul com dados de 2018 (ainda que tenha acertado este evento com dados de 2017).

Assim, considerando todo o período analisado, os resultados obtidos fora da amostra foram satisfatórios ao prever corretamente com um ano de antecedência 78% dos eventos de solvência e de insolvência de empresas, resultado este superior ao modelo de Cox, o qual teve correção de 70% nas previsões fora da amostra.

De forma geral, constatou-se que o grau de precisão fora da amostra tanto no modelo de Cox quanto no modelo logístico não diminui substancialmente, indicando que os modelos encontrados são satisfatórios e podem ser usados para o processo de previsão dos eventos de solvência e insolvência de empresas no Brasil.

5) CONCLUSÃO

O presente estudo teve como objetivo estudar o fenômeno da insolvência empresarial no Brasil no período entre os anos de 2013 a 2018, identificando fatores-chaves que explicam o processo de insolvência das empresas brasileiras.

Especificamente, a presente pesquisa teve como finalidade responder à seguinte pergunta: Para o caso brasileiro, quais são as variáveis relevantes para prever o risco de insolvência de empresas não financeiras?

Para tanto, foram desenvolvidos dois modelos de previsão, um baseado em um modelo de risco proporcional de Cox, o qual foi satisfatório em prever corretamente 84% dos casos de solvência e de insolvência de empresas no Brasil, e outro modelo logístico, o qual apresentou resultados ainda mais satisfatórios, tendo em vista a elevada capacidade preditiva do modelo, com 94% de acertos nas previsões.

Como resultado do modelo de Cox, constatou-se que variáveis de liquidez e de endividamento são necessárias para previsão da insolvência empresarial no Brasil, mais especificamente, os indicadores de liquidez corrente (LC), liquidez geral (LG) e participação de capitais de terceiros (PCT). Para os indicadores de liquidez, há uma relação inversa com o risco de insolvência, enquanto que o indicador de endividamento apresenta relação positiva com este risco.

Alternativamente, o modelo logístico evidenciou que indicadores de liquidez (LC), de rentabilidade (RA), de endividamento (GE), e de rotatividade (ROTA) também são necessários para previsão da insolvência empresarial. Objetivamente, os resultados evidenciaram uma relação negativa entre liquidez e a probabilidade de insolvência empresarial, bem como uma relação negativa entre o retorno sobre o ativo e a probabilidade de insolvência. Em sentido oposto, a relação entre o grau de endividamento empresarial a probabilidade de insolvência se mostrou positiva. Por fim, acerca do indicador de rotatividade, não se observou significância estatística do indicador, sendo o mesmo importante no modelo, ainda que não apresentando significância ao nível de 5%.

Assim sendo, elucidando a questão da pesquisa, tem-se que os melhores indicadores para a previsão do risco de insolvência de empresas não financeiras no Brasil consistem em: 1) liquidez corrente (LC); 2) retorno sobre o ativo (RA); 3) grau de endividamento (GE); 4) rotação do ativo (ROTA), ainda que não havendo significância estatística nesta. Com efeito, variáveis de liquidez, de rentabilidade, de endividamento e de atividade são necessárias para análise do fenômeno da insolvência empresarial. Salienta-se que este resultado está em linha com outras pesquisas realizadas para o setor não financeiro brasileiro, sobretudo com os estudos de Yim e Mitchell (2005) e Rezende et al (2007). No caso, houve até mesmo

obtenção de idênticas variáveis nas pesquisas, como foi o caso de retorno sobre o ativo (RA) e rotação do ativo (ROTA).

O estudo foi satisfatório à medida que apresentou um modelo quantitativo atualizado que explique com elevada precisão o processo de previsão da insolvência das empresas não financeiras brasileiras com um ano de antecedência. Esse resultado deriva tanto da aplicação dos dados de dentro da amostra, como também de fora da amostra.

Por fim, uma comparação dos resultados encontrados na pesquisa sugere o uso do modelo logístico como técnica primária adequada para previsão do fenômeno da solvência e insolvência de empresas no Brasil, podendo o modelo de Cox ser utilizado como instrumento complementar de análise e de reforço dos resultados preditivos.

REFERÊNCIAS

- AGHION, P.; HART, O; MOORE, J. Improving bankruptcy procedure. **Washington University Law Review**, Washington, v. 95, n. 4, p. 849-872, 1994.
- ALTMAN, E. I. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporation bankruptcy. **Journal of Finance**, v. 23, n. 4, p. 589-609, 1968.
- ALTMAN, E. I; BAIDYA, T. K. N; DIAS, L. M. R. Previsão de problemas financeiros em empresas. **Revista de Administração de Empresas**, v. 19, n. 1, p 17-28, jan/mar, 1979.
- ALTMAN, E. I; HOTCHKISS, E. **Corporate financial distress and bankruptcy: predict and avoid bankruptcy, analyze and invest in distressed debt**. 3 ed. Hoboken: Joh Wiley & Sons, 2011.
- BRESSAN, V. G. F; BRAGA, M. J; BRESSAN, A. A. Análise do risco de insolvência pelo modelo de Cox: uma aplicação prática. **Revista de Administração de Empresas**, v. 44, p. 83-96, 2004.
- CAMERON, A. C; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics: methods and applications**. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.
- BRESSAN, V. G. F; BRAGA, M. J; de LIMA. J. E. Análise de insolvência das cooperativas de crédito rural do Estado de Minas Gerais. **Estudos econômicos**, v. 34, n.3, p. 553-585, 2004.

- BRITO, G; ASSAF NETO, A. Modelo de classificação de risco de crédito de empresas. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 19, n.46, p. 18-29, 2008.
- GUIMARÃES, A; MOREIRA, T. B. S. Previsão de insolvência: um modelo baseado em índices contábeis com utilização da análise discriminante. **Revista de economia contemporânea**, v.12, n.1, p. 151-178, 2008.
- HAIR, J. F; et al. **Multivariate data analysis**. Prentice Hall Upper Saddle River, NJ, 2009.
- JANOT, M. M. Modelos de previsão de insolvência bancária no Brasil. **Trabalho para discussão**, Brasília, n. 13, mar/2001, p. 1-40. Disponível em: www.bcb.gov.br.
- KANITZ, S. C. **Como prever falências**. São Paulo: McGraw-Hill, 1978.
- MATIAS, A. B; SIQUEIRA, J. O. Risco bancário: modelo de previsão de insolvência de bancos no Brasil. **Revista de Administração**, v. 31, n. 2, p. 19-28, abril/junho 1996.
- MENDES, I. O. DE VIEIRA. Variáveis discriminantes dos estágios de insolvência de empresas. **Dissertação de mestrado**. Universidade Federal do Paraná, 2014.
- REZENDE, F., MONTEZANO, R., OLIVEIRA, F., & LAMEIRA, V. Previsão de dificuldade financeira em empresas de capital aberto. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 28, n.75, p. 390-406, 2017.
- ROCHA, F. Previsão de falência bancária: um modelo de risco proporcional. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 29, n. 1, p. 137-152, 1999.
- ROSA, P; GARTNER, I. Financial distress em bancos brasileiros: um modelo de alerta antecipado. **Revista Contabilidade & Finanças**, v.29, n.77, p. 312-331, 2018.
- SANVICENTE, A. Z; MINARDI, A. M. A. F. Identificação de indicadores contábeis significativos para a previsão de concordata de empresas. Instituto Brasileiro de Mercado de Capitais, **Working Paper**, 1998.
- WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data**. The MIT Press, Cambridge, MA, 2010.
- YIM, J; MITCHELL, H. A comparison of corporate distress prediction models in Brazil: hybrid neural networks, logit models and discriminant analysis. **Nova Economia**, v. 15, n. 1, jun. 2005.

ANEXOS

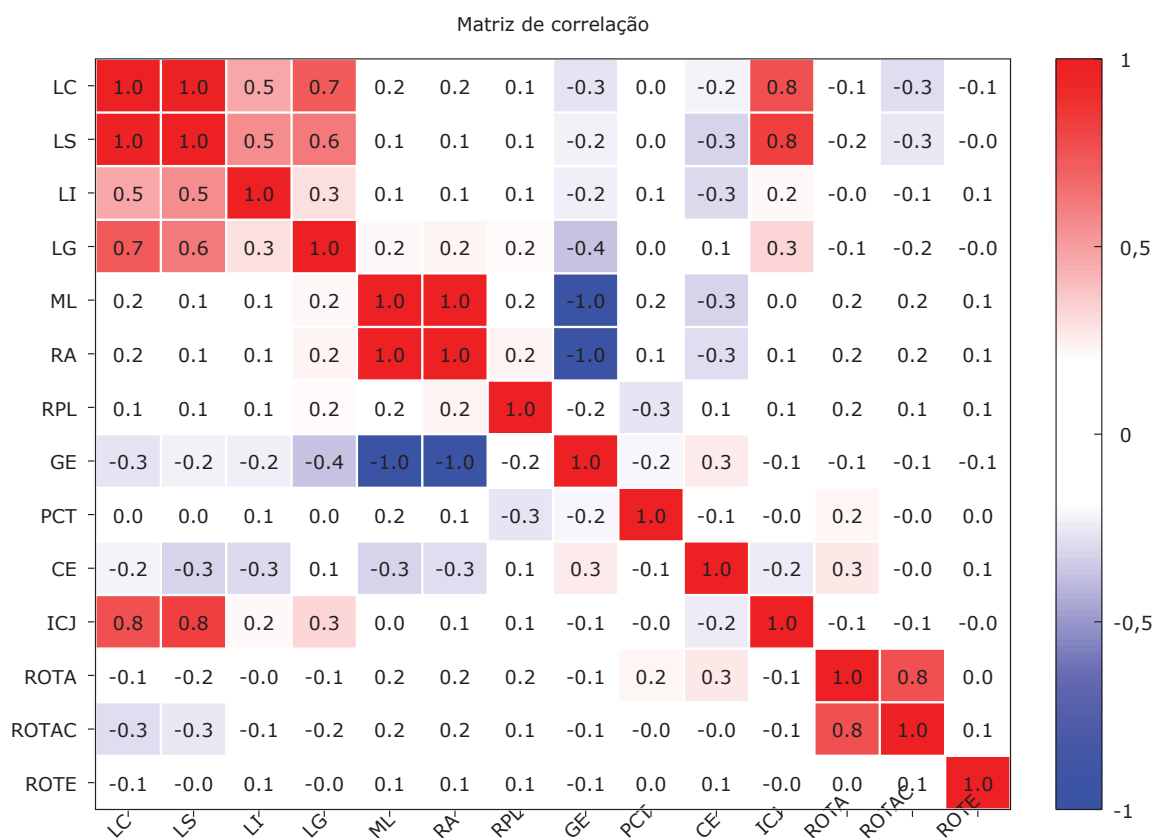
ANEXO 1 – FATORES DE INFLAÇÃO DA VARIÂNCIA (FIV) PARA OS COEFICIENTES ESTIMADOS NO MODELO LOGÍSTICO, $\alpha=5\%$.

Variável	FIV	Coefficiente
LC	1,411	-3,18759*
RA	1,070	-8,87504*
GE	1,379	1,59511**
ROTA	1,092	0,440203

FONTE: Dados da pesquisa. Elaboração do autor.

Obs: Para o caso do FIV, valores > 10,0 podem indicar problemas de colinearidade.

ANEXO 2 – MATRIZ DE CORRELAÇÃO ENTRE OS INDICADORES FINANCEIROS COMPONENTES DA ANÁLISE



FONTE: Dados da pesquisa. Elaboração do autor.